

**Effecten van eigen betalingen  
op premies voor ziektekostenverzekeringen**

ISBN 90-9010439-9

© F.M. Bakker, 1997

Omslagontwerp: Mariël Lam, grafische vormgeving bNO, Linschoten  
Druk: Ridderprint, Ridderkerk

# **Effecten van eigen betalingen op premies voor ziektekostenverzekeringen**

(Effects of cost sharing on premiums for health insurance)

Proefschrift

ter verkrijging van de graad van doctor aan de  
Erasmus Universiteit Rotterdam op gezag van de  
rector magnificus prof.dr. P.W.C. Akkermans M.A.  
en volgens het besluit van het college voor promoties.

De openbare verdediging zal plaatsvinden op  
donderdag 29 mei 1997 om 13.30 uur

door

Frouwko Martinus Bakker,  
geboren te Sauwerd.

## Promotiecommissie

Promotor:           prof.dr. W.P.M.M. van de Ven  
Copromotor:       dr. R.C.J.A. van Vliet  
Overige leden:     prof.dr. J. Koerts  
                          prof.dr. A.H.Q.M. Merkies  
                          prof. G.W. de Wit

**In herinnering aan mama**

**Voor papa en mama**



# Voorwoord

Het gebeurde op dinsdag 4 april 1989. Enkele studenten econometrie in Groningen spraken over hun toekomstverwachtingen. Een van deze econometristen in spe wist drie voor hem ongewenste zaken te melden. Hij wilde geen assistent-in-opleiding (aio) worden, niets te maken krijgen met verzekeringen en verder wenste hij geen baan in het Westen van Nederland.

Maar het kan verkeren. Als afronding van zijn studie econometrie liep hij stage bij Centraal Beheer te Apeldoorn. De tarifiering voor de collectieve ongevallen-verzekering moest worden onderzocht. Dat onderzoek mondde uit in zijn afstudeerscriptie.

Tijdens zijn militaire dienst had hij rustig de tijd om na te denken over de gewenste werkplek. De stage bij Centraal Beheer was hem uitstekend bevallen. Dus toch een soortgelijke baan bij een verzekeraar?

Enkele maanden voor zijn afzwaaien ging hij de vacatures bijhouden. Vele banen leken hem leuk. Bijvoorbeeld die in *Intermediair* van 13 december 1991. De studierichting Beleid en Management Gezondheidszorg (BMG), Erasmus Universiteit Rotterdam, vroeg een aio voor een promotieonderzoek: 'ziektekostenverzekering en eigen risico's'. De initiators van dat aio-project waren prof.dr. W.P.M.M. van de Ven (bleek later Wynand te zijn) en dr. R.C.J.A. van Vliet (René).

Op 20 december werd een sollicitatiebrief gepost in de hoop een uitnodiging voor een gesprek te ontvangen. Die uitnodiging kwam, zodat de brief in elk geval een dag buitengewoon verlof en een sollicitatiegesprekservaring zou opleveren. De reis naar Rotterdam werd ondernomen met de vooronderstelling dat de sollicitatiecommissie wellicht reeds een interne kandidaat op het oog zou hebben en dat de procedure niet meer dan een formaliteit zou zijn. Zo gaat het vaak.

Het sollicitatiegesprek werd door de sollicitant als uiterst prettig ervaren. Maar wat zou dat uitmaken als er toch reeds een interne kandidaat was?

De volgende morgen lag er al een brief in de brievenbus met de mededeling dat de sollicitatiecommissie had besloten hem als eerste op de voordracht voor de aio-functie te plaatsen. Plus de volgende oppeppende zin: "Wij hebben er alle vertrouwen in dat u een zeer geschikte kandidaat bent." Tegen zo'n aanbod zegt men zomaar geen nee. Een belangrijk punt — naast inhoudelijke aspecten en maatschappelijke relevantie — was het gevoel zich spoedig thuis te gaan voelen bij de BMG. Dus viel het besluit af te zakken van Sauwerd (Groningen) naar Rotterdam en werd de weg voor ondergetekende geopend om het aanvankelijk ongewenste aio-schap te aanvaarden.

### Het schrijven van een proefschrift

Op vrijdag 1 mei 1992 begon zijn werk bij de BMG. Na een algemene oriëntatie werden enkele stukken voor interne besprekingen geschreven en enige verkennende analyses gedaan. Ruim anderhalf jaar na aanvang van het onderzoek openbaarde zich een 'aio-dipje': het gevoel al veel van het onderwerp te weten en over het resterende gedeelte dan nog eens drie jaar te moeten doen. In het begin werd het als aangenaam ervaren dat de begeleiders — René en Wynand — erg veel van het promotieonderzoekonderwerp afwisten. Naderhand rees bij de aio echter de vraag of ooit zoveel kennis van eigen risico's kon worden verkregen als zij bezaten. Gevoelens dat dit een schier onmogelijke opgave zou zijn kwamen bovendien. Ook was het onderzoeksvoorstel zo goed dat een eigen inbreng moeilijk tot verbetering zou kunnen leiden. Zulke gedachten zijn niet bevorderlijk voor een succesvolle afronding van het proefschrift.

Schrijven is dan een uitstekende therapie omdat men wordt gedwongen structuur aan te brengen. Als de inhoudsopgave vorm begint te krijgen kan men gericht tekst gaan produceren. De stapel A-viertjes begint dan te groeien en langzamerhand komt een boekwerkje te voorschijn. Gedurende enkele mooie momenten kwam een op de middelbare school (Wessel Gansfort College te Groningen) geleerd gedicht in gedachten:

Ich schrieb ein Gedicht zärtlich  
auf ein Stück Seidenpapier.  
Es gehörte nur mir.

Und als ich allein so stand,  
hob ich die Hand  
und blies es davon.

Ich sah es wie ein Wölklein licht  
lange noch schweben,  
mein kleines Gedicht.

Irgendwo wird es niederfallen.  
Dann gehört es  
allen.

*Hermann Claudius*

Bij dit gedicht kunnen — in deze context — kanttekeningen worden geplaatst. Is dit proefschrift eigenlijk wel een gedicht? Hoe hoog is het poëtisch gehalte van zinnen die wetenschappelijk verantwoord moeten zijn? Voorts produceert men een proefschrift niet alleen. Bovendien, werken aan een proefschrift houdt ook in: veel overschrijven en meer van hetzelfde doen. Veel teksten (en gedachten) zijn overgenomen van Wynand, René en van onderzoekers verbonden aan het RAND-experiment. Is eenzelfde type onderzoek op een ander databestand wetenschappelijk vernieuwend? Zijn niet de oorspronkelijke gedachte en de eerste uitvoering van belang? Nochtans ...



**Tot slot: woorden van dank**

Dit proefschrift is tot stand gekomen doordat René van Vliet en Wynand van de Ven het onderzoeksvoorstel 'Ziektekostenverzekering en eigen risico's' schreven, dat door de vaste commissie wetenschapsbeoefening werd goedgekeurd.

Promotor Wynand van de Ven, van harte bedankt voor de wijze van begeleiden en kritiek geven. Vooral het op het juiste moment onderscheiden van hoofd- en bijzaken heb ik zeer gewaardeerd. Bovendien, bedankt voor het getoonde vertrouwen (dat al begon in de brief met het aanbod voor de aio-functie) en voor het geduld: gelukkig mocht ik fouten maken. Ook de laagdrempeligheid en de vlotte werkwijze wil ik memoreren: vandaag iets inleveren, morgen bespreken. Tot slot, ik mocht eerder eerste auteur zijn bij een artikel van hem dan hij als auteur bij mijn artikelen vermeld wenste te worden.

Voor René van Vliet, copromotor, geldt hetzelfde als voor Wynand. Altijd was er tijd voor vragen. Bovendien toonde hij zeer veel begrip voor nieuwkomers die niet alles direct wisten. Verder heb ik gebruik mogen maken van zijn ongelooflijk grote parate kennis van statistiek en SAS. René, hartelijk bedankt.

Mijn kamergenoten, eerst Leida Lamers en daarna Ad Vermaas, wil ik hartelijk bedanken voor de gezelligheid en alle — luchtige tot ernstige — gesprekken. Misschien was er de laatste tijd wel een teveel aan communicatie. Ad wil ik tevens bedanken voor het zeer kritisch — vooral op het punt van het Nederlands — doorlezen van gedeelten van een eerdere versie van dit proefschrift. Verder gaat mijn dank uit naar Leida voor het aanleveren van onderzoeksdata. Bij dezen wil ik ook zorgverzekeraar Zorg en Zekerheid te Leiden bedanken dat ik gebruik mocht maken van gegevens over hun verzekerden.

Ook Hennie Boeije, oud-'aio-moeder', wil ik hier bedanken omdat zij veel zorg heeft besteed aan een goed werkklimaat voor de junioren bij de BMG. Bovendien heeft zij kritiek geleverd op een eerdere versie van de inleiding, samenvatting en conclusie. Daardoor zijn niet alleen deze aanmerkelijk beter leesbaar geworden, maar ook de overige tekst heeft daarvan kunnen profiteren.

De werksfeer bij het instituut BMG wil ik typeren als uitstekend. In de loop van de tijd ben ik al meer gaan beseffen dat het een luxe is wanneer betaald werk en hobby enkele jaren kunnen worden gecombineerd.

Frans Trapman (Zorg en Zekerheid) wil ik bedanken voor het kritisch doorlezen van de versie van dit proefschrift die naar de kleine commissie is gestuurd. Gezien zijn commentaar bestudeerde hij het tot in detail.

Vanzelfsprekend wil ik ook de leden van de kleine commissie bedanken voor hun opmerkingen (en natuurlijk voor hun handtekeningen). Met name wil ik prof. G.W. de Wit noemen. Door zijn opmerkingen is op bepaalde punten de terminologie veranderd en is vooral hoofdstuk 5 (premieopslag) verbeterd. Hartelijk bedankt voor alle kritiek (vanuit de praktijk).

Mariël Lam ontwierp de fraaie omslag: een afbeelding die de (on)balans visualiseert tussen een zekere premiekorting en onzekere eigen betalingen. Daarvoor, hartelijk bedankt.

Mijn vader wil ik danken voor het doorlezen van een eerdere versie van dit proefschrift. Mooier commentaar had ik mij niet kunnen wensen. Hij heeft een ongekend brede belangstelling. Echter, hij heeft geen interesse in verzekeringen en de econometrische achtergronden daarvan. Het is dan een hele prestatie zich door zo'n saaie tekst heen te worstelen.

Als laatste wil ik mijn zwager Meint Moes bedanken. Hij attendeerde mij op een personeelsadvertentie in het *Nieuwsblad van het Noorden* van het Regionaal Ziekenfonds Groningen (RZG). Dit had uiteindelijk tot gevolg dat ik een baan heb aanvaard bij RZG.

Tot slot: papa, mama, Meint, Tjaaktje, Corriene, Jorinde, Gerard, Wiena, Christel en Menthe, ik ben blij dat jullie er zijn.

Rotterdam, maart 1997

Frank Bakker

# Inhoudsopgave

## 1 Inleiding 1

## 2 Onderzoeksopzet 7

### 2.1 Aanpak van onderzoek 7

### 2.2 Databestand 8

### 2.3 Variabelen 9

## Deel I Naar een premiemodel 13

## 3 Kostendeling 15

### 3.1 Inleiding 15

### 3.2 Basispakket 16

#### 3.2.1 Inleiding 16

#### 3.2.2 Eigen risico 17

#### 3.2.3 Procentuele bijbetaling 20

#### 3.2.4 Eigen risico en procentuele bijbetaling 22

### 3.3 Risicoafhankelijke kostendeling basispakket 24

#### 3.3.1 Kostendeling in relatie tot leeftijd en geslacht 24

#### 3.3.2 Parameterschattingen risicoafhankelijke kostendeling 26

### 3.4 Specifieke zorgvormen 31

#### 3.4.1 Geneesmiddelen 31

#### 3.4.2 Hulpmiddelen 33

#### 3.4.3 Tandheelkundige hulp 36

#### 3.4.4 Fysiotherapie 38

### 3.5 Samenvatting en conclusie 40

## Bijlage kostendeling 43

## 4 Remgeldeffect 55

### 4.1 Inleiding 55

### 4.2 Definitie moral hazard 56

### 4.3 Enkele theoretische beschouwingen 59

### 4.4 Problemen bij empirisch onderzoek 62

#### 4.4.1 Inleiding 62

#### 4.4.2 Geen controlegroep 63

#### 4.4.3 Selectie 65

#### 4.4.4 Reacties van zorgaanbieders 66

---

4.4.5	Ongewenste substitutie	66
4.4.6	Algemene versus specifieke eigen betalingen	67
4.4.7	Maximum aan eigen betaling op persoons- versus gezinsniveau	68
4.4.8	Samenvatting en conclusie	68
4.5	RAND-ziektekostenverzekeringsexperiment	69
4.5.1	Opzet RAND-experiment	69
4.5.2	Effecten van eigen betalingen op gebruik en kosten van zorg	72
4.5.3	Ziektekostenepisoden	76
4.5.4	Vormen van eigen betaling	78
4.5.5	Beschouwing	80
4.6	Nederlands onderzoek naar het remgeldeffect	81
4.7	Buitenlands onderzoek naar het moral-hazardeffect	84
4.8	Effect van verzekering op gezondheidstoestand	85
4.9	Samenvatting en conclusie	86
<b>5</b>	<b>Premieopslag</b>	<b>89</b>
5.1	Inleiding	89
5.2	Componenten van de premieopslag	89
5.3	Risico-opslagfuncties	91
5.4	Empirisch onderzoek naar premieopslag	91
5.5	Relatie premieopslag en vorm van eigen betaling	94
5.6	Samenvatting en conclusie	95
<b>6</b>	<b>Antiselectie</b>	<b>97</b>
6.1	Inleiding	97
6.2	Empirische analyses antiselectie	99
6.2.1	Inleiding	99
6.2.2	Univariate analyses keuze aanvullende verzekering	101
6.2.3	Multivariate analyses keuze aanvullende verzekering	106
6.2.4	Samenvatting en conclusie	108
6.3	Ziektekosten en consumentenkeuze av-medicijnen	109
6.4	Consumenteninformatiesurplus	112
6.5	Ziektekosten en modelkeuze av-medicijnen	117
6.6	Samenvatting en conclusie	119
<b>7</b>	<b>Premiemodel</b>	<b>123</b>
7.1	Inleiding	123
7.2	Verplicht eigen risico	124
7.2.1	Inleiding	124
7.2.2	Remgeldeffect	126
7.2.3	Remgeldeffect en kostendeling	131
7.2.4	Remgeldeffect, kostendeling en premieopslag	136

- 7.3 Vrijwillig eigen risico 137
  - 7.3.1 Antiselectie en kostendeling 137
  - 7.3.2 Antiselectie, kostendeling en remgeldeffect 141
  - 7.3.3 Antiselectie, kostendeling, remgeldeffect en premieopslag 145
- 7.4 Samenvatting en conclusie 146
- Bijlage premiemodel 148

## Deel II Wel of geen eigen betalingen? 153

- 8 Naar een optimale verzekering 155
  - 8.1 Inleiding 155
  - 8.2 Relevante factoren voor de vraag naar verzekering 156
    - 8.2.1 Inleiding 156
    - 8.2.2 Risicoaversie 156
    - 8.2.3 Premieopslag 160
    - 8.2.4 Welvaartsverlies als gevolg van moral hazard 161
    - 8.2.5 Samenvatting 163
  - 8.3 Theoretische modellen 163
  - 8.4 Empirisch onderzoek 165
    - 8.4.1 Risicoaversie versus moral hazard 165
    - 8.4.2 Specifieke benaderingen 168
    - 8.4.3 Polissen op persoons- versus gezinsniveau 169
  - 8.5 Beschouwing: Nederlandse situatie 171
  - 8.6 Optimale 'sociale' ziektekostenverzekering 174
  - 8.7 Samenvatting en conclusie 175

## 9 Samenvatting en conclusie 179

## Literatuur 189

## Summary 197



# 1 Inleiding

De premie voor een verzekering met een eigen risico is lager dan die voor een verzekering zonder een eigen risico. In dit onderzoek staat deze premiekorting bij ziektekostenverzekeringen centraal. Hoe hoog kan de premiekorting vanwege een vorm van eigen betaling zijn?

Zorgbehoeftigen, die bij een eigen risico relatief veel zelf zullen gaan betalen, zouden een hogere premiekorting kunnen krijgen dan gezonde mensen. Bovendien zouden verzekerden met een premiekorting kunnen worden beloond als zij door het eigen risico minder gebruik van medische zorg gaan maken. In geval van een vrijwillig eigen risico met een uniforme premiekorting zullen in het algemeen gezonde mensen kiezen voor een eigen risico en zullen zorgbehoeftigen veelal de voorkeur geven aan een volledige verzekering. Hierdoor kunnen verzekerden die kiezen voor een eigen risico een premiekorting krijgen. Voordat verder wordt ingegaan op de vraag naar de hoogte van de premiekorting, zullen enkele begrippen worden omschreven en uitgelegd.

## Begrippen

De premie voor een ziektekostenverzekering is afhankelijk van de verzekeringsdekking en de 'hoeveelheid' verzekering. De *verzekeringsdekking* (of het *pakket*) heeft betrekking op welke zorgvormen verzekerd zijn, bijvoorbeeld tandheelkundige hulp, geneesmiddelen en ziekenhuisopnamen. Dit onderzoek is gericht op zorg die is ondergebracht in de ziekenfondsverzekering, de particuliere ziektekostenverzekering en de aanvullende verzekeringen. Tezamen omvat dit het tweede en derde zorgcompartiment. De langdurige zorg, die gefinancierd wordt in het kader van de Algemene Wet Bijzondere Ziektekosten (AWBZ), blijft buiten beschouwing (eerste zorgcompartiment). Voorbeelden hiervan zijn gehandicaptenzorg en verpleeghuiszorg.

De *hoeveelheid* verzekering geeft aan de mate waarin de verzekeraar de kosten vergoedt van de onder de verzekeringsdekking vallende zorg. In geval van een *volledige verzekering* hoeft een verzekerde niets zelf te betalen bij gebruik van deze zorg. In het andere uiterste, als *geen verzekering* voor de betreffende zorgvormen is afgesloten, komen alle kosten voor eigen rekening. Tussenvormen van de 'hoeveelheid' verzekering worden aangeduid als een *verzekering met een vorm van eigen betaling*. De 'hoeveelheid' verzekering is geringer naarmate verzekerden zelf meer moeten betalen voor de onder de dekking vallende zorg.

Een *vorm van eigen betaling* is de algemene term om aan te duiden dat een verzekerde (een gedeelte van) de kosten van de onder de verzekeringsdekking vallende zorg zelf moet betalen. Vier elementaire vormen van eigen betaling kunnen worden onderscheiden. Een *eigen bijdrage* is een vast bedrag dat een verzekerde moet betalen per eenheid medische zorg, ongeacht de werkelijke prijs. Voorbeelden zijn de eigen bijdrage per verwijzing naar een specialist ('specialisten-

geeltje') en de eigen bijdrage per voorschrift van een geneesmiddel ('medicijnknaak'), die enige jaren in de ziekenfondsverzekering van toepassing zijn geweest. Een *eigen risico (aan de voet)* houdt in dat een verzekerde tot het bedrag aan eigen risico de kosten van de onder de verzekeringsdekking vallende zorg volledig zelf moet betalen. Ziektekosten boven dat bedrag worden volledig vergoed. Veel particulier verzekerden hebben een ziektekostenverzekering met een eigen risico. Bij een *procentuele bijbetaling* moet een verzekerde een bepaald percentage van de kosten van de onder de dekking vallende zorg zelf betalen. De bijbetaling geldt veelal tot een bepaald maximum. Dit systeem van eigen betaling is van kracht bij de ziektekostenregelingen voor ambtenaren, voor wie een inkomensafhankelijk maximum aan eigen betaling geldt. Bij een verzekering met een *no-claimkorting* krijgen verzekerden een premiekorting indien zij gedurende een bepaalde periode geen (of weinig) claims indienen bij de verzekeraar. De kosten die niet worden geclaimd vanwege de no-claimkorting kunnen worden gezien als eigen betalingen. No-claimkortingen komen veel voor bij autoverzekeringen.

Naast de verschillende vormen van eigen betaling is de manier waarop de premie wordt berekend van belang. Bij een premiestelling volgens een *omslagstelsel* worden de verwachte ziektekosten voor een verzekeraar over een periode van één jaar vooraf omgeslagen over de verzekerden in de vorm van premie. Bij een *kapitaaldekkingsstelsel* is deze periode langer dan één jaar. Op verschillende wijzen kan de premie worden omgeslagen over de verzekerden. Het *solidariteitsbeginsel* houdt in dat de premie niet is gerelateerd aan risicofactoren. Dit geeft een *uniforme premie (doorsneepremie)*. De verwachte ziektekosten worden dan gelijkelijk omgeslagen over de verzekerden. Een premie volgens het *equivalentiebeginsel* is daarentegen zoveel als mogelijk gelijkwaardig aan de individuele verwachte ziektekosten. Dit geeft een *risicogerelateerde premie per homogene risicogroep*. Individueen met hoge verwachte ziektekosten (*hoge-risico individuen*) betalen dan meer premie dan degenen met lage verwachte ziektekosten (*lage-risico individuen*). De *risicopremie ('pure premium')* komt overeen met de verwachte ziektekosten. Daarbovenop komt een *premieopslag* in verband met onder meer de uitvoeringskosten voor een verzekeraar. In theorie bestaat de premie die een verzekerde betaalt uit de risicopremie plus de premieopslag (*'loaded premium'*).

In dit onderzoek staan de *componenten van de premiekorting* centraal vanwege een vorm van eigen betaling bij ziektekostenverzekeringen. Voor zowel de ziekenfondsverzekering als de particuliere ziektekostenverzekering gelden de navolgende componenten van de premiekorting. De omvang van deze componenten zal echter afhangen van het type ziektekostenverzekering. Voor de vier elementaire vormen van eigen betaling gelden dezelfde componenten van de premiekorting. De omvang hiervan is echter afhankelijk van de vorm van eigen betaling. Aan de hand van het eigen risico zullen deze componenten worden besproken. Bij de analyses en beschouwingen wordt uitgegaan van een premiestelling volgens een omslagstelsel en het equivalentiebeginsel, tenzij anders is vermeld.



### Verplicht eigen risico

De premiekorting bij een verplicht eigen risico bestaat uit drie componenten: (1) de kostendeling, (2) het remgeldeffect en (3) het effect op de premieopslag. Voorondersteld wordt dat verzekerden geen aanvullende verzekering afsluiten die recht geeft op een (gedeeltelijke) vergoeding van de 'verplichte' eigen betalingen.

Ten eerste kunnen verzekerden in geval van een eigen risico een premiekorting krijgen doordat *naar verwachting* de ziektekosten worden gedeeld tussen verzekeraar en verzekerde (*kostendeling*). De *eigen betaling* is het bedrag aan ziektekosten dat verzekerden zelf moeten betalen door het eigen risico. Deze component levert geen kostenreductie op in de gezondheidszorg, maar wel voor de verzekeraar.

Het *remgeldeffect* is de tweede component van de premiekorting. Verzekerden met een polis met een eigen risico maken naar verwachting minder gebruik van zorg dan volledig verzekerden, doordat zij (een gedeelte van) de daaraan verbonden kosten zelf moeten betalen. Door het remgeldeffect treedt wel een kostenreductie op in de gezondheidszorg. Het omgekeerde, een kostenstijging vanwege meer verzekering, wordt het *moral-hazardeffect* genoemd (*moreel risico* of *mentaliteitsrisico*).

Bij het effect van een verplicht eigen risico op de *premieopslag* moet een onderscheid worden gemaakt tussen een vergoedingensysteem volgens een restitutiestelsel (in het algemeen van toepassing bij particuliere ziektekostenverzekeringen) en een naturastelsel (ziekenfondsverzekering).

In een *restitutiestelsel* betaalt een verzekerde in het algemeen eerst zelf de kosten van een medische behandeling aan de zorgaanbieder. Kosten die vallen onder de verzekeringsdekking kunnen zij vervolgens declareren bij de verzekeraar, natuurlijk voorzover deze het bedrag aan eigen risico overschrijden. Verzekeraars ontvangen veelal pas claims als het bedrag aan eigen risico is overschreden, waardoor zij minder kosten maken. Daardoor kan de premieopslag lager zijn.

In een *naturastelsel* sturen zorgaanbieders hun nota's naar de verzekeraars van hun patiënten. Verzekeraars of zorgaanbieders moeten in een naturastelsel extra kosten maken om de eigen betalingen van de verzekerden te innen. Dit heeft tot gevolg dat in een naturastelsel de premieopslag bij een eigen risico hoger kan uitvallen dan bij een volledige verzekering.

### Vrijwillig eigen risico

Bij een vrijwillig eigen risico is voor de bepaling van de premiekorting, naast de drie componenten genoemd bij een verplicht eigen risico, van belang wie een eigen risico kiest. Als de premiekorting gebaseerd is op de gemiddelde eigen betaling per persoon bij een verplicht eigen risico zullen gezonde mensen (lage-risico individuen) in het algemeen een (hoog) eigen risico kiezen en zorgbehoeftigen (hoge-risico individuen) een volledige verzekering. Dit verschijnsel wordt *antiselectie* genoemd (*ongunstige-risicoselectie* of *adverse selection*).

Een belangrijk punt bij antiselectie is in hoeverre een verzekeraar bij de premiestelling de aanwezige informatie over de verwachte ziektekosten van (potentiële)

verzekerden gebruikt. De antiselectie (calculerend gedrag van verzekerden) die een verzekeraar had kunnen voorkomen met (betere) risicogerelateerde premies wordt *vermijdbare antiselectie* genoemd.

Een rationeel handelende consument zal alle relevante informatie gebruiken bij de keuze voor wel of geen eigen risico. Deze informatie kan ontleend zijn aan gegevens die ook bij de verzekeraar aanwezig zijn, bijvoorbeeld gemaakte ziektekosten in het verleden, en aan gegevens die de consument wel en de verzekeraar niet ter beschikking heeft. Laatstgenoemde gegevens kunnen ervoor zorgen dat een consument beschikt over een *informatiesurplus* ten opzichte van een verzekeraar. Bij aanwezigheid van een *consumenteninformatiesurplus* zullen de gezonde mensen binnen een door de verzekeraar homogeen vooronderstelde risicogroep in het algemeen een eigen risico kiezen en zorgbehoeftigen een volledige verzekering. Voor de verzekeraar is dit een *onvermijdbare antiselectie*.

Door antiselectie is de verwachte eigen betaling per persoon met een eigen risico in geval van een vrijwillig eigen risico geringer dan bij een verplicht eigen risico. Hetzelfde geldt voor de verwachte ziektekosten boven het bedrag aan eigen risico. Hierdoor zal de groep die geen eigen risico wenst worden geconfronteerd met een premieverhoging en de groep die wel een eigen risico wenst met een premieverlaging. Het gevolg van antiselectie is dat de oorspronkelijk homogeen vooronderstelde risicogroepen verder worden opgesplitst: naast de al beschikbare informatie kan de verzekeraar rekening houden met additionele informatie van verzekerden (de keuze met betrekking tot het eigen risico). Het al dan niet nemen van een eigen risico en de hoogte van het bedrag aan eigen risico indien daartoe wordt besloten kunnen derhalve worden beschouwd als risicofactoren waarmee rekening kan worden gehouden bij de premiestelling.

Individueen kunnen hun ziektekosten op korte termijn beter schatten dan op lange termijn. Een consumenteninformatiesurplus is daarom afhankelijk van de periode waarop de keuze voor een ziektekostenverzekering betrekking heeft. Hierdoor is het voor de premiestelling bij vrijwillige eigen risico's van belang hoe vaak verzekerden kunnen beslissen over (de hoogte van) het eigen risico. Verder spelen de transactiekosten bij een verandering van verzekering(sdekking) een rol.

Een consumenteninformatiesurplus kan in de loop van de tijd afnemen door *regressie-naar-het-gemiddelde*. Dit houdt in dat mensen die in een bepaald jaar lage ziektekosten hebben, in de volgende jaren gemiddeld juist hogere ziektekosten zullen hebben (en omgekeerd). De reden is dat veel personen die in het basisjaar tot de groep met hoge (lage) ziektekosten behoorden, bij toeval in die groep zijn terechtgekomen.

Samengevat kan worden gesteld dat binnen de oorspronkelijk homogeen vooronderstelde risicogroepen de risicopremie voor verzekerden die een eigen risico kiezen omlaag kan vanwege de kostendeling, het remgeldeffect en de antiselectie. De mate waarin vanwege de antiselectie premiekorting kan worden gegeven, is mede afhankelijk van de periode waarop de keuze betrekking heeft.

### Probleemstelling

Dit onderzoek is gesplitst in twee gedeelten. De probleemstelling bij deel I luidt: hoe hoog is de premiekorting in geval van een ziektekostenverzekering met een vorm van eigen betaling als de premie gebaseerd is op het equivalentiebeginsel? Deel II heeft als probleemstelling: heeft de 'optimale' ziektekostenverzekering een vorm van eigen betaling?

De zorgvormen waarop dit onderzoek is gericht behoren tot het tweede en derde zorgcompartiment. Het eerste zorgcompartiment (langdurige zorg) blijft buiten beschouwing.

### Onderzoeksvragen en hoofdstukindeling

Gegeven de probleemstelling bij deel I kunnen vijf hoofdvragen worden geformuleerd. Deze onderzoeksvragen zullen ieder in een afzonderlijk hoofdstuk aan de orde komen. Eerst zullen de drie hoofdvragen met betrekking tot een verplichte vorm van eigen betaling worden besproken.

In hoofdstuk 3 wordt behandeld hoe hoog de verwachte eigen betaling op persoonsniveau is, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. Hieruit kunnen drie deelvragen worden geformuleerd, namelijk: in hoeverre is de verwachte eigen betaling gerelateerd aan de vorm van eigen betaling? Van welke individuele kenmerken is de verwachte eigen betaling afhankelijk? En in welke mate is de verwachte eigen betaling afhankelijk van de verzekeringsdekking?

In hoofdstuk 4 wordt de grootte van het remgeldeffect onderzocht. Het effect van eigen betalingen op de vraag naar zorg zal worden gerelateerd aan onder andere de vorm van eigen betaling, het maximum aan eigen betaling en de zorgvormen waarvoor de eigen betalingen gelden. Bovendien komen de gezondheidseffecten ten gevolge van eigen betalingen aan de orde.

De derde onderzoeksvraag bij een verplichte vorm van eigen betaling betreft de hoogte van de premieopslag (hoofdstuk 5). Welk effect hebben eigen betalingen in een restitutiestelsel op de uitvoeringskosten voor een verzekeraar? En welk effect zal dit hebben in een naturastelsel?

Naast de drie genoemde onderzoeksvragen bij een verplichte vorm van eigen betaling is de hoofdvraag bij een vrijwillige vorm van eigen betaling welke gevolgen antiselectie kan hebben op de premie (hoofdstuk 6). Verder komt het consumenteninformatiesurplus aan de orde.

De laatste onderzoeksvraag van deel I betreft de grootte van het gezamenlijke effect van de componenten van de premiekorting. Deze hoofdvraag staat centraal in hoofdstuk 7. Bij een verplicht eigen risico wordt met name ingegaan op de interactie tussen de kostendeling en het remgeldeffect. Het premiemodel dat ook rekening houdt met antiselectie is van toepassing bij een keuzemogelijkheid voor een eigen risico. Aandacht wordt besteed aan de relatie tussen de kostendeling en antiselectie. Voorts komt het verband aan de orde tussen antiselectie en het remgeldeffect. Centraal staat de verhouding tussen het remgeldeffect voor een selecte groep (degenen die een eigen risico hebben gekozen) en het remgeldeffect

bij een verplicht eigen risico. Tot slot wordt in hoofdstuk 7 de premie besproken voor een aanvullende verzekering met als dekking de eigen betalingen als gevolg van een verplicht eigen risico. Hoe groot zijn de effecten van moral hazard en antiselectie op de risicopremie voor zo'n aanvullende verzekering en welke zijn de effecten van zo'n aanvullende verzekering op de risicopremie voor de verzekering met een verplicht eigen risico?

In deel II komt de zesde hoofdvraag aan de orde. Deze vraag betreft of de 'optimale' ziektekostenverzekering een vorm van eigen betaling heeft. Op deze onderzoeksvraag wordt in hoofdstuk 8 ingegaan.

In hoofdstuk 2 wordt de onderzoeksopzet beschreven. Hierin wordt per hoofdstuk aangegeven hoe elke onderzoeksvraag is onderzocht. Tevens wordt het gebruikte databestand besproken.

## 2 Onderzoeksopzet

### 2.1 Aanpak van onderzoek

In dit onderzoek staan de vier mogelijke componenten van de premiekorting bij een ziektekostenverzekering met een vorm van eigen betaling centraal, waarbij wordt uitgegaan van het equivalentiebeginsel. Deze componenten zijn: (1) de kostendeling, (2) het remgeldeffect en (3) de antiselectie bij een keuzemogelijkheid voor een vorm van eigen betaling. Daarnaast wordt (4) het effect van een vorm van eigen betaling op de premieopslag beschouwd. Dit onderzoek is enerzijds gebaseerd op literatuur en anderzijds op empirische analyses. In deze paragraaf wordt aangegeven welke aanpak per hoofdstuk is gehanteerd.

In hoofdstuk 3 komt de kostendeling aan de orde, waarbij wordt afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. De kostengegevens van particuliere ziektekostenverzekeraars zijn dan ongeschikt om de verwachte eigen betaling te bepalen, doordat het remgeldeffect en de antiselectie naar verwachting invloed hebben op zulke gegevens. Bovendien wordt onderzoek naar de verwachte eigen betaling met kostengegevens van particuliere verzekeraars bemoeilijkt doordat de door hen geregistreerde ziektekosten veelal niet compleet zijn; de ziektekosten van verzekerden die het bedrag aan eigen risico niet hebben overschreden zijn veelal niet bekend bij de verzekeraar (*registratie-effect*).

Ter bepaling van de verwachte eigen betaling op persoonsniveau (afgezien van het remgeldeffect en antiselectie) zijn daarom kostengegevens van een ziekenfonds gebruikt, namelijk zorgverzekeraar Zorg en Zekerheid te Leiden. Deze kostengegevens zijn niet beïnvloed door mogelijke effecten als gevolg van een vorm van eigen betaling doordat alle ziekenfondsverzekerden over de betreffende jaren (1988 tot en met 1993) dezelfde en bij benadering een volledige verzekering hadden. Voor het bepalen van de eigen betaling op persoonsniveau zijn de volledige individuele ziektekosten nodig. Met deze kostengegevens is onderzocht welk bedrag aan ziektekosten verzekerden zelf zouden hebben moeten betalen indien een vorm van eigen betaling zou zijn ingevoerd, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie.

Naast de gemiddelde eigen betaling per persoon is de verwachte eigen betaling bepaald waarbij rekening is gehouden met allerlei kenmerken van de verzekerden. Deze kenmerken zijn verkregen door middel van een gezondheidsenquête die is gehouden onder verzekerden van zorgverzekeraar Zorg en Zekerheid. In paragraaf 2.2 wordt deze enquête besproken en in paragraaf 2.3 worden de gebruikte variabelen en ziektekosten beschreven.

Het remgeldeffect komt in hoofdstuk 4 aan de orde. De gebruikte gegevens zijn ongeschikt voor empirisch onderzoek naar het remgeldeffect doordat alle verzekerden dezelfde en bij benadering een volledige verzekering hadden. Vandaar dat het

onderzoek naar het remgeldeffect geheel gebaseerd is op literatuur.

De premieopslag staat centraal in hoofdstuk 5. De aanpak van het onderzoek naar de hoogte van de premieopslag is dezelfde als die naar het remgeldeffect: naast theoretische beschouwingen over de hoogte van de premieopslag is deze gebaseerd op een literatuurstudie.

Bij het onderzoek naar antiselectie (hoofdstuk 6) zijn dezelfde gegevens gebruikt als bij de kostendeling, namelijk de geregistreerde ziektekosten bij Zorg en Zekerheid en de enquêtegegevens van de betreffende ziekenfondsverzekerden. Het effect van antiselectie is bepaald aan de hand van twee enquêtevragen over het wel of niet willen afsluiten van een aanvullende verzekering met als dekking de ziektekosten tot het bedrag aan 'verplicht' eigen risico (hypothetisch). De exacte formulering van deze enquêtevragen is te vinden in paragraaf 2.3.

Met het premiemodel (hoofdstuk 7) zijn bovenstaande vier componenten gezamenlijk beschouwd. De ingrediënten voor dit model zijn dus: kostendeling (hoofdstuk 3), remgeldeffect (hoofdstuk 4), premieopslag (hoofdstuk 5) en antiselectie (hoofdstuk 6).

In hoofdstuk 8 worden beschouwingen gewijd aan 'optimale' verzekering. Onder het equivalentiebeginsel wordt de 'optimale' verzekering verkregen door een afweging te maken tussen de welvaartswinst vanwege risico-overdracht en het welvaartsverlies door moral hazard en premieopslag. Op basis van literatuur is een dergelijke afweging gemaakt.

## 2.2 Databestand

De empirische analyses van dit onderzoek zijn gebaseerd op de schriftelijke gezondheidsenquête die in het begin van 1993 is gehouden onder circa 15.000 verzekerden van zorgverzekeraar Zorg en Zekerheid te Leiden. Daarnaast zijn van de geënquêteerden de geregistreerde individuele ziektekosten gebruikt (bron: administratie Zorg en Zekerheid).

De gezondheidsenquête is uitgevoerd door L.M. Lamers in samenwerking met zorgverzekeraar Zorg en Zekerheid in het kader van het project 'Budgettering en Zorgverzekering'. Het databestand is uitvoerig beschreven in het rapport 'Gezondheidsenquête onder verzekerden van zorgverzekeraar Zorg en Zekerheid, Een beschrijvende analyse' (Lamers, 1995). Op basis van dit rapport zullen hier beknopt de belangrijkste kenmerken worden gegeven. Voor meer achtergrondinformatie omtrent zorgverzekeraar Zorg en Zekerheid: zie bijvoorbeeld 'Zorg in kaart' en 'Visie met zorg' (Zorg en Zekerheid, 1992, 1994).

### Opzet

In het kader van het project 'Budgettering en Zorgverzekering' is een cohortbestand opgebouwd dat bestaat uit administratieve gegevens van ongeveer 50.000 verzekerden. Alle verzekerden bij Zorg en Zekerheid die zowel in 1988 in een ziekenhuis

opgenomen zijn geweest als gedurende de periode 1988-1991 aansluitend bij Zorg en Zekerheid verzekerd zijn geweest maakten deel uit van het cohortbestand. Deze categorie bestond uit ongeveer 19.000 verzekerden. Uit de groep verzekerden die in 1988 niet in het ziekenhuis hebben gelegen maar die wel aansluitend verzekerd zijn geweest in de periode 1988-1991 is een aselechte steekproef getrokken ter grootte van circa 31.000 verzekerden. Vervolgens is uit het cohortbestand van ongeveer 50.000 verzekerden een aselechte steekproef getrokken met een omvang van plusminus 15.000 verzekerden. Deze verzekerden hebben in het begin van 1993 de gezondheidsenquête toegestuurd gekregen.

### Onderwerpen

In de gezondheidsenquête komen onder andere de volgende onderwerpen aan bod: gezondheid, medische consumptie en demografische kenmerken. In paragraaf 2.3 zullen de gebruikte variabelen worden besproken.

### Representativiteit

De gezondheidsenquête kende twee versies: een voor kinderen (van 5 tot 16 jaar) en een voor volwassenen. De respons onder volwassenen bedroeg 70 procent; bij kinderen, voor wie een ouder/verzorger de enquête invulde, was de respons 75 procent. Uit een analyse van de non-respons (Lamers, 1997) blijkt dat onder de respondenten relatief minder 75-plussers, mannen van 15 tot en met 54 jaar, mensen uit (zeer) sterk stedelijke gebieden en arbeidsongeschikte en andere niet-werkende hoofdverzekerden voorkomen. Na correctie voor verschillen in enkele kenmerken blijken respondenten op jaarbasis relatief vaker niet-klinische kosten te hebben dan non-respondenten. Bij klinische kosten zijn de verschillen niet noemenswaardig.

Bij de empirische analyses, die gebaseerd zijn op gegevens van 10.553 respondenten (kinderen en volwassenen), is rekening gehouden met de wijze waarop het cohortbestand tot stand is gekomen. Het gewicht dat bij de analyses per individu is toegekend maakt de enquête representatief voor de gehele populatie van Zorg en Zekerheid voor wat betreft leeftijd, geslacht en hoofd- versus medeverzekerde. Tevens is gecorrigeerd voor de stratificatie op basis van al dan niet een ziekenhuisopname in 1988. Overwogen is om een extra weging toe te passen vanwege selectieve non-respons. Hiervan is afgezien omdat zo'n weging praktisch geen gevolgen bleek te hebben voor de gemiddelde ziektekosten (Lamers, 1995).

## 2.3 Variabelen

In deze paragraaf worden de variabelen beschreven die bij de empirische analyses worden gebruikt. Eerst zullen de variabelen worden besproken die verkregen zijn uit de enquête. Vervolgens komen de kostengegevens aan de orde.

## Enquêtegegevens

### *Leeftijd/geslacht*

De leeftijd is gebaseerd op de geboortedatum zoals die in de enquête is ingevuld. Deze datum is geverifieerd met de geboortedatum uit de administratie van Zorg en Zekerheid. Aangezien de enquête in het begin van 1993 is gehouden en de kostengegevens van 1993 als uitgangspunt zijn genomen van de analyses, wordt de leeftijd op 31 december 1993 als variabele bij de analyses gebruikt.

### *Urbanisatiegraad*

Deze variabele geeft aan de mate van verstedelijking van de woonomgeving van de respondent en is gebaseerd op diens postcode (omgevingsadressendichtheid). De urbanisatiegraad is opgebouwd uit vijf categorieën: van zeer landelijk (code 1) tot en met zeer stedelijk (code 5).

### *Opleiding*

Opleiding is gebaseerd op de hoogst voltooide opleiding van de respondent. De zes onderscheiden categorieën van hoogst voltooide opleiding variëren van lager onderwijs (categorie 1) tot en met hoger beroepsonderwijs en wetenschappelijk onderwijs (categorie 6). In de enquête voor kinderen is gevraagd naar de hoogst voltooide opleiding van de ouder/verzorger die de enquête invulde.

### *Belangrijkste bron van inkomsten*

In dit onderzoek zijn vijf categorieën onderscheiden: (1) betaald werk, (2) AOW- of AWW-uitkering, (3) WAO- of AAW-uitkering, of invaliditeitspensioen, (4) werkloosheidsuitkering en (5) bijstandsuitkering (inclusief RWW). De enquêtevraag waarop deze variabele is gebaseerd had betrekking op de situatie die in hoofdzaak op de geënquêteerde van toepassing is. In de enquête voor kinderen was deze vraag bestemd voor degene die de enquête voor het kind invulde.

### *Burgerlijke staat*

In de analyses zijn voor de burgerlijke staat de volgende vier categorieën onderscheiden: (1) "ik ben gehuwd/ik woon samen met een partner", (2) "ik ben ongehuwd en nooit gehuwd geweest", (3) "ik ben gescheiden" en (4) "ik ben weduwe/weduwnaar".

### *Aanvullende verzekering*

Deze variabele geeft aan of de respondent op 1 januari 1993 de aanvullende verzekering van Zorg en Zekerheid had. Deze aanvullende verzekering is een toevoeging op hetgeen in het kader van de Ziekenfondswet en de AWBZ wordt vergoed. In 1993 vielen onder deze aanvullende verzekering onder andere enkele verstrekkingen tandheelkundige hulp, enkele alternatieve geneeswijzen, een aantal specifieke hulpmiddelen en bepaalde verstrekkingen in het buitenland.



*Geneigdheid tot verzekeren*

Ten tijde dat de enquête is gehouden stond een mogelijke invoering van een verplicht eigen risico in de ziekenfondsverzekering volop ter discussie. Bij invoering daarvan kan een zorgverzekeraar een aanvullende verzekering aanbieden met als dekking de ziektekosten tot het bedrag aan 'verplicht' eigen risico. Verzekerden zouden dan het 'verplichte' eigen risico kunnen afkopen met een aanvullende verzekering. In de enquête is gevraagd: "Zoudt u voor uzelf zo'n aanvullende verzekering nemen, wanneer u daar een passende premie voor moet betalen?" Voorts is gevraagd: "Indien een 'verplicht' eigen risico alleen voor de kosten van medicijnen geldt, zoudt u dan voor uzelf een aanvullende verzekering alleen voor medicijnen nemen?" Deze vragen hadden twee antwoordcategorieën: ja en nee. In hoofdstuk 6 (antiselectie) wordt nader op deze vragen ingegaan.

*Verwacht gebruik gezondheidszorg*

In de enquête is gevraagd: "Verwacht u de komende twaalf maanden wel eens voor uzelf contact met een specialist te hebben?" In de analyses wordt het antwoord op deze vraag als een dummyvariabele opgenomen, 0 is nee en 1 is ja. Een soortgelijke vraag is gesteld met betrekking tot een opname in een ziekenhuis of kliniek. Deze variabele wordt analoog in de analyses gebruikt.

*Geneigdheid tot gebruik*

Deze variabele is gebaseerd op vijf enquêtevragen over wat men doet als men zich niet lekker voelt. Deze vragen zijn alleen aan volwassenen gesteld. De vragen zijn: "Wat zoudt u doen als u op een ochtend 38°C koorts hebt?", "Wat zoudt u doen als u sinds een week gebrek aan eetlust hebt?", "Wat zoudt u doen als u ineens last van hartkloppingen hebt?", "Wat zoudt u doen indien u zich al een week of twee niet echt fit voelt?" en "Wat zoudt u doen als u een middag lang sterke pijn in de buik hebt?" De vijf mogelijke antwoorden op deze vragen varieerden van "er geen aandacht aan besteden" tot en met "zo snel mogelijk de dokter bellen en om raad vragen". De gebruikte variabele in de analyses is een samengestelde variabele die gebaseerd is op de antwoorden op de vijf vragen gezamenlijk (Lamers, 1995).

*Ervaren gezondheid*

Het antwoord op de enquêtevraag: "Hoe is over het algemeen uw gezondheid?" dient als maatstaf voor de ervaren gezondheid. Tevens is gevraagd hoe in het algemeen de gezondheid vijf jaar geleden was. Op beide vragen waren vijf antwoorden mogelijk, variërend van 'zeer goed' tot en met 'slecht'.

*Aandoeningen*

Van 24 aandoeningen is in de enquête gevraagd of de respondent ten tijde van de enquête hieraan leed of in de vijf jaar voorafgaande aan de enquête. Voor de analyses zijn de antwoorden omgezet in dummyvariabelen.

*Contact met de huisarts*

Deze variabele geeft aan hoe vaak de respondent in de twee maanden voorafgaande aan de enquête contact heeft gehad met de huisarts. De vijf categorieën lopen uiteen van geen enkele keer tot en met 6 maal of vaker.

*Bezoek aan een specialist*

Deze variabele geeft aan hoe vaak de respondent in het afgelopen jaar contact heeft gehad met een specialist. De vier categorieën lopen uiteen van geen enkele keer tot en met 4 maal of vaker.

*Ziekenhuisopname*

Deze variabele geeft aan hoe vaak de respondent in het afgelopen jaar is opgenomen geweest in een ziekenhuis of kliniek. De vier categorieën lopen uiteen van geen enkele keer tot en met 4 maal of vaker.

*Gebruik medicijnen-(niet-)op-recept*

Het al dan niet gebruiken van medicijnen-(niet-)op-recept is gebaseerd op de enquêtevragen of men de twee weken voorafgaande aan de enquête medicijnen-(niet-)op-recept heeft gebruikt.

**Kostengegevens**

De kostengegevens zijn afkomstig uit de administratie van Zorg en Zekerheid. De geregistreerde individuele ziektekosten zijn (anoniem) gekoppeld aan de gegevens van de enquête. Zodoende zijn van 10.553 geënquêteerden zowel de enquêtegegevens als de kostengegevens bekend. De analyses zijn gebaseerd op de ziektekosten van 1993 (jaar van de enquête). De kosten voor het 'basispakket' komen globaal overeen met de kosten voor de ziekenfondsverzekering (1996). Tandheelkundige hulp is niet in het gehanteerde basispakket opgenomen. Verder zijn de afzonderlijke kostengegevens van vier specifieke zorgvormen gebruikt die uit de ziekenfondsverzekering zijn gehaald of mogelijk worden gehaald en die dan in een aanvullende verzekering kunnen terechtkomen, of waar sprake is (geweest) van een vorm van specifieke eigen betaling, namelijk: (1) geneesmiddelen, (2) hulpmiddelen, (3) tandheelkundige hulp en (4) fysiotherapie.

# **Deel I   Naar een premiemodel**

- 3   Kostendeling**
- 4   Remgeldeffect**
- 5   Premieopslag**
- 6   Antiselectie**
- 7   Premiemodel**



# 3 Kostendeling

## 3.1 Inleiding

Door de introductie van een vorm van eigen betaling zal naar verwachting een kostenverschuiving plaatsvinden van verzekeraar naar verzekerde. De ziektekosten worden dan tussen verzekeraar en verzekerde gedeeld, waarbij de mate van kostendeling afhankelijk is van de hoogte van de ziektekosten en van de vorm en hoogte van de eigen betaling. De eigen betaling is het bedrag aan ziektekosten dat voor rekening komt van de verzekerde. Voor een verzekerde vormen eigen betalingen het onzekere (stochastische) gedeelte van de kosten voor de gezondheidszorg. Daarentegen is voor een verzekerde de premie voor de ziektekostenverzekering een vast bedrag.

In dit hoofdstuk wordt voorondersteld dat de vorm van eigen betaling voor iedereen geldt, zodat antiselectie is uitgesloten. Bovendien wordt aangenomen dat personen niet worden geremd in het gebruikmaken van zorg door eigen betalingen. Met deze twee vooronderstellingen wordt de verwachte eigen betaling bepaald op persoonsniveau voor drie vormen van eigen betaling: (1) een eigen risico, (2) een procentuele bijbetaling tot een bepaald maximum en (3) een combinatie van een eigen risico aan de voet gevolgd door een procentuele bijbetaling tot een bepaald maximum.

In paragraaf 3.2 wordt de gemiddelde eigen betaling bepaald voor een basispakket dat ongeveer overeenkomt met de zorg die is ondergebracht in de ziekenfondsverzekering (1996). Dit gebeurt met de empirische verdeling van de individuele ziektekosten. Bovendien wordt de verwachte eigen betaling bepaald op basis van een theoretische kansverdeling van de ziektekosten. De parameters van deze verdeling zijn geschat op basis van de empirische verdeling van de individuele ziektekosten. In de bijlage van dit hoofdstuk zijn statistische afleidingen opgenomen van de verwachte waarde en de variantie van de eigen betaling (afgezien van het remgeldeffect en antiselectie). In paragraaf 3.3 wordt de verwachte eigen betaling voor het basispakket gerelateerd aan individuele kenmerken. Wat is bijvoorbeeld in geval van een eigen risico de verwachte eigen betaling van een 30-jarige ten opzichte van een 70-jarige? En wat is de verwachte eigen betaling van iemand die suikerziekte heeft? De verwachte eigen betaling bij een eigen risico voor een specifieke zorgvorm wordt bepaald in paragraaf 3.4. Voor de beschouwde zorgvormen geldt dat er sprake is (geweest) van een vorm van eigen betaling. De vier onderscheiden zorgvormen zijn: (1) geneesmiddelen, (2) hulpmiddelen, (3) tandheelkundige hulp en (4) fysiotherapie. Onder andere komt de verhouding aan de orde tussen de verwachte eigen betaling bij een eigen risico voor een specifieke zorgvorm en een eigen risico voor het basispakket.

## 3.2 Basispakket

### 3.2.1 Inleiding

De kostendeling is gerelateerd aan de zorg waarvoor de vorm van een eigen betaling geldt. In deze paragraaf wordt uitgegaan van een basispakket dat ongeveer overeenkomt met de zorg die is opgenomen in het huidige, dat wil zeggen 1996, ziekenfondspakket.<sup>1</sup>

De eigen betaling per persoon is eenvoudig te bepalen indien de volledige ziektekosten op persoonsniveau beschikbaar zijn. Ter bepaling van de eigen betaling zijn kostengegevens gebruikt van 10.553 individuen die verplicht verzekerd zijn volgens de ziekenfondswet. De data hebben betrekking op het jaar 1993. De gemiddelde kosten per verzekerde voor het basispakket bedragen f 1800 (tabel 3.1). In 1993 had 12,3 procent van deze ziekenfondsverzekerden geen kosten voor het basispakket. Indien tandheelkundige hulp wel in het basispakket zou zijn opgenomen geweest, zou slechts 2,9 procent van de in de analyse beschouwde verzekerden geen kosten hebben gehad voor het basispakket.

Naast de gemiddelde eigen betaling is op basis van een theoretische kansverdeling de verwachte eigen betaling bepaald, afgezien van het remgeldeffect en antisectie. De modelmatige uitkomsten zijn verkregen met het zogenaamde two-partmodel. Deze keuze is gebaseerd op de empirische verdeling van ziektekosten van individuen. Kenmerkend hiervoor is dat gedurende een jaar niet iedereen kosten heeft. In dit geval heeft 12,3

Tabel 3.1 Basisgegevens individuele ziektekosten (basispakket, 1993)

	gemiddelde (n = 10.553)	standaard- deviatie
kans op kosten	0,877	0,328
totale kosten	f 1800	f 6488
positieve kosten	f 2052	f 6890
ln(pos. kosten)	6,087	1,757

procent van de verzekerden geen ziektekosten. Bovendien zijn de individuele ziektekosten gegeven dat deze groter dan nul zijn (de positieve kosten) scheef naar rechts verdeeld. Vandaar dat ziektekosten in twee gedeelten worden gemodelleerd, namelijk als de kans op kosten in een bepaald jaar en de positieve kosten. De kans op kosten wordt geschat met probitanalyse. Voorondersteld wordt dat de positieve ziektekosten lognormaal verdeeld zijn.

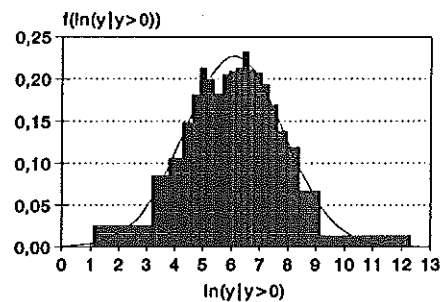
In figuur 3.1 is de empirische verdeling van de (natuurlijke) logaritme van de positieve ziektekosten afgebeeld. Deze verdeling komt goed overeen met de

<sup>1</sup> Het basispakket omvat de volgende zorgvormen: ziekenhuisverpleging, specialistenhulp, huisartsenhulp, paramedische hulp, ziekenvervoer, verloskundigenhulp, kraamzorg, geneesmiddelen, hulpmiddelen, erfelijkheidsonderzoek, revalidatie, psychologische hulp en audiologie. Het abonnementshonorarium voor de huisarts van ziekenfondsverzekerden en de tandheelkundige hulp zijn niet in dit basispakket opgenomen.

(theoretische) normale verdeling. Het grote voordeel van het two-partmodel is dat met een schatting van slechts drie parameters eenvoudig een verwachte eigen betaling kan worden bepaald voor alle eigen risico's, procentuele bijbetalingen en combinaties van beide (voor een afleiding van de formules, zie de bijlage van dit hoofdstuk). De drie benodigde parameters voor het two-partmodel zijn: de kans op kosten, in dit geval 0,877, en het gemiddelde en de standaarddeviatie van de logaritme van de positieve kosten (6,087 respectievelijk 1,757, tabel 3.1).

Met bovenstaande parameters komen de verwachte ziektekosten uit op  $f$  1809; dit is een overschatting van slechts  $f$  9 van de gemiddelde ziektekosten (empirische verdeling). Bij de analyses zijn deze verwachte ziektekosten gelijkgesteld aan de gemiddelde ziektekosten door de verwachte ziektekosten te vermenigvuldigen met  $r=0,9954$  ( $\approx 1800/1809$ ), zoals met formule (3.11') van de bijlage van dit hoofdstuk is aangegeven.

De standaarddeviatie van de individuele empirische ziektekosten is gelijk aan  $f$  6488 (tabel 3.1). Met bovenstaande parameters komt de standaarddeviatie uit op  $f$  8843, hetgeen aanzienlijk hoger is dan de standaarddeviatie van de empirische ziektekosten. Een mogelijke reden is dat de rechterstaart van de theoretische verdeling dikker is dan die van de empirische verdeling.<sup>2</sup> Voor de verwachte eigen betaling is dit evenwel minder van belang omdat deze betrekking heeft op de linkerstaart van de verdeling.



Figuur 3.1 Empirische en theoretische verdeling van de natuurlijke logaritme van de positieve ziektekosten (basispakket)

### 3.2.2 Eigen risico

Bij eigen risico's moeten ziektekosten tot het bedrag aan eigen risico volledig zelf worden betaald. Ziektekosten boven het bedrag aan eigen risico komen voor rekening van de verzekeraar. In tabel 3.2 staan de gemiddelde eigen betaling (gebaseerd op de empirische verdeling) en de verwachte eigen betaling (gebaseerd op de theoretische verdeling; model) vermeld als functie van het eigen risico, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. Bovendien zijn de bijbehorende standaarddeviaties gegeven. De verschillen tussen de gemiddelde en verwachte eigen betaling zijn klein. Bij de beschouwde eigen risico's tot en met  $f$  1000 is dit verschil nooit groter dan  $f$  2. Bij eigen risico's tot en met  $f$  4000 bedraagt dit

<sup>2</sup> Volgens Duan e.a. (1983) is de rechterstaart van de empirische verdeling van de natuurlijke logaritme van de positieve ziektekosten in het algemeen juist dikker dan die van de theoretische lognormale verdeling.

Tabel 3.2 Gemiddelde (empirisch) en verwachte (model) eigen betaling en standaarddeviatie op persoonsniveau bij eigen risico voor het basispakket, guldens van 1993

eigen risico ( <i>d</i> )	gemiddelde eigen betaling (standaarddeviatie)		verwachte eigen betaling (standaarddeviatie)		verschil (verw. - gem.)	
0	0	(0)	0	(0)	0	(0)
50	42	(17)	42	(18)	0	(1)
100	78	(37)	79	(37)	1	(0)
200	142	(79)	143	(79)	1	(0)
300	196	(122)	198	(122)	2	(0)
400	244	(166)	246	(165)	2	(-1)
500	288	(208)	289	(207)	1	(-1)
600	328	(251)	329	(249)	1	(-2)
700	365	(291)	365	(290)	0	(-1)
800	399	(331)	398	(329)	-1	(-2)
900	430	(371)	429	(368)	-1	(-3)
1000	460	(409)	458	(406)	-2	(-3)
1500	584	(587)	580	(583)	-4	(-4)
2000	679	(746)	675	(743)	-4	(-3)
3000	823	(1025)	817	(1022)	-6	(-3)
4000	930	(1269)	922	(1262)	-8	(-7)
$\infty$	1800	(6488)	1800	(8843)	0	(2355)

verschil hooguit  $f$  8. Bij een eigen risico van oneindig (geen verzekering) zijn de gemiddelde en verwachte eigen betaling aan elkaar gelijk ( $f$  1800) omdat de verwachte ziektekosten zijn gelijkgesteld aan de gemiddelde ziektekosten. Vanwege de geringe verschillen wordt bij de beschouwingen uitgegaan van de verwachte eigen betaling, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie.

Bij een eigen risico van  $f$  50 bedraagt de verwachte eigen betaling  $f$  42. Bij een eigen risico van  $f$  200 moeten verzekerden zelf naar verwachting  $f$  143 betalen aan ziektekosten voor het basispakket. Bij een eigen risico van  $f$  1000 is de verwachte eigen betaling  $f$  458. Afgezien van het remgeldeffect en antiselectie heeft een verzekeraar als gevolg van de introductie van een eigen risico van  $f$  1000 per persoon naar verwachting  $f$  458 minder ziektekosten per verzekerde. Bij een eigen risico van  $f$  4000 wordt ongeveer de helft van de ziektekosten gedeeld tussen de verzekerden en de verzekeraar. De verzekerden met zeer hoge kosten, bijvoorbeeld door een ziekenhuisopname, zorgen ervoor dat ook dan nog veel ziektekosten voor rekening komen van de verzekeraar.

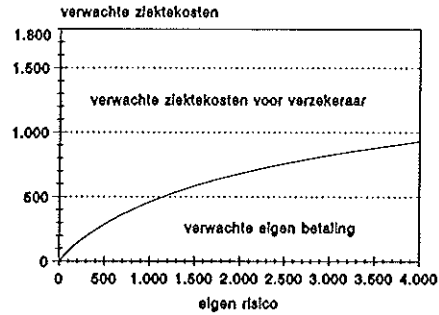
Met de standaarddeviatie kan een betrouwbaarheidsinterval worden gemaakt voor het populatiegemiddelde van de eigen betaling ( $\mu$ ). Het 95%-betrouwbaarheidsinterval voor  $\mu$  is bij een eigen risico van  $f$  200 gelijk aan  $f$   $141 \leq \mu \leq f$  144. Bij een eigen risico van  $f$  1000 is dit interval gelijk aan  $f$   $450 \leq \mu \leq f$  466: met 95 procent zekerheid ligt het populatiegemiddelde van de eigen betaling bij een eigen risico van  $f$  1000 tussen de  $f$  450 en  $f$  466. Geconcludeerd kan worden dat de betrouwbaarheidsintervallen voor de verwachte eigen betaling klein zijn.



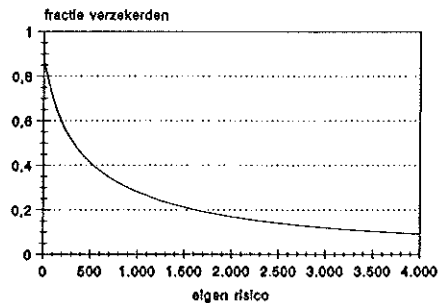
In figuur 3.2 is de relatie tussen de verwachte eigen betaling en het bedrag aan eigen risico weergegeven. Het gedeelte onder de curve komt overeen met de verwachte ziektekosten onder het eigen risico, ofwel de verwachte eigen betaling (afgezien van overige effecten). Het gedeelte boven de curve komt overeen met de verwachte ziektekosten voor de verzekeraar, ceteris paribus. Bij een volledige verzekering (geen eigen risico) zijn de verwachte ziektekosten voor een verzekeraar gelijk aan  $f$  1800. Bij een verplicht eigen risico van  $f$  1000 bedraagt de verwachte eigen betaling  $f$  458 en zijn de verwachte ziektekosten voor een verzekeraar  $f$  1800 -  $f$  458 =  $f$  1342, afgezien van het remgeldeffect.

De gradiënt van de curve van figuur 3.2 geeft het verwachte percentage verzekerden weer met hogere ziektekosten dan het bedrag aan eigen risico in een jaar.<sup>3</sup> Bij een hypothetisch eigen risico van  $f$  0 komt dit percentage overeen met de kans op kosten (in dit geval 0,877). In de oorsprong zal de curve een hellingshoek hebben van  $45^\circ$  indien iedereen in een jaar ziektekosten heeft; de kans op kosten is dan 1. Bij een eigen risico van oneindig, ofwel geen verzekering, loopt de curve geheel vlak. Niemand maakt meer ziektekosten dan een zodanig bedrag aan eigen risico.

In figuur 3.3 is de fractie verzekerden weergegeven met hogere ziektekosten dan het bedrag aan eigen risico in een jaar. De ziektekosten zijn bij 87,7 procent van de zekerden hoger dan  $f$  0,50. Een eigen risico van  $f$  200 maakt ongeveer 60 procent van de verzekerden in een jaar vol, afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie. Bij een eigen risico van  $f$  1500 heeft naar verwachting ongeveer 20 procent van de verzekerden een eigen betaling gelijk aan het maximum van  $f$  1500.



Figuur 3.2 Verwachte eigen betaling als functie van het eigen risico (basispakket)



Figuur 3.3 Fractie verzekerden met hogere ziektekosten dan het eigen risico in een jaar (basispakket)

<sup>3</sup> Het bewijs is als volgt (zie voor de notatie de bijlage van dit hoofdstuk):

$$\begin{aligned} \delta E(Y_d)/\delta d &= E(Y) \cdot \phi(c-\sigma)/d \cdot \sigma + P(Y>0) \cdot \{ [1 - \Phi(c)] - \phi(c)/\sigma \} = \\ &P(Y>0) \cdot [1 - \Phi(c)] - P(Y>0)/\sigma \cdot \{ \phi(c) - \exp(\mu + \frac{1}{2}\sigma^2) \cdot \phi(c-\sigma)/d \} = P(Y>d), \text{ omdat:} \\ \phi(c) - \exp(\mu + \frac{1}{2}\sigma^2) \cdot \phi(c-\sigma)/d &= 1/\sqrt{2\pi} \cdot \{ \exp(-\frac{1}{2}c^2) - (1/d) \cdot \exp(\mu + \frac{1}{2}\sigma^2) \cdot \exp(-\frac{1}{2}(c-\sigma)^2) \} = \\ &1/\sqrt{2\pi} \cdot \exp(-\frac{1}{2}c^2) \cdot \{ 1 - (1/d) \cdot \exp(\mu + c \cdot \sigma) \}, \text{ met } c \cdot \sigma = \ln(d) - \mu, \text{ waaruit volgt:} \\ &1/\sqrt{2\pi} \cdot \exp(-\frac{1}{2}c^2) \cdot \{ 1 - 1 \} = 0. \end{aligned}$$

Verder heeft bij een volledige verzekering ongeveer 10 procent van de verzekerden in een jaar ziektekosten boven de  $f$  4000.

Uit figuur 3.3 is de verdeling van de eigen betaling te distilleren bij een gegeven bedrag aan eigen risico, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. Bijvoorbeeld, bij een eigen risico van  $f$  200 heeft in een jaar naar verwachting 12,3 procent van de verzekerden geen ziektekosten. Naar verwachting moet 58,9 procent van de verzekerden  $f$  200 aan ziektekosten betalen (maximum aan eigen betaling). Verder heeft naar verwachting 9,5 procent van de verzekerden een positieve eigen betaling tot  $f$  50, 8,1 procent een eigen betaling tussen de  $f$  50 en  $f$  100 en 11,2 procent een eigen betaling tussen de  $f$  100 en  $f$  200.

Bij lage bedragen aan eigen risico is de kans op ziektekosten een belangrijke factor wat betreft de omvang van de verwachte eigen betaling. Bij hogere bedragen aan eigen risico spelen ook de verwachte ziektekosten een rol van betekenis. Verder geldt dat de verwachte eigen betaling kleiner is naarmate de standaarddeviatie van de lognormale verdeling groter is, onder gelijkhouding van zowel de kans op kosten als de verwachte ziektekosten.<sup>4</sup>

### 3.2.3 Procentuele bijbetaling

Bij een procentuele bijbetaling *zonder* een maximum aan eigen betaling komt de eigen betaling uit op de fractie die moet worden bijbetaald, vermenigvuldigd met de ziektekosten. In dit geval bedraagt de gemiddelde eigen betaling  $f$   $b.1800$ , met  $b$  de fractie bijbetaling. Zulke polissen zijn echter niet gangbaar aangezien de eigen betaling niet aan een bepaald maximum is gerelateerd.

Bij een 25%-bijbetaling tot een maximum van bijvoorbeeld  $f$  200 moet een verzekerde zelf 25 procent betalen van de eerste  $f$  800 aan ziektekosten. In het algemeen geldt dat bij een bijbetaling van  $b.100\%$  tot een maximum van  $m$  de eigen betaling gelijk is aan  $b$  keer de eigen betaling bij een eigen risico van  $m/b$ , met  $m/b$  het maximum aan ziektekosten waarvan de verzekerde  $b.100\%$  moet betalen (zie ook de bijlage van dit hoofdstuk). Hierdoor is de verwachte eigen betaling bij een procentuele bijbetaling tot een maximum eenvoudig te bepalen met de verwachte eigen betaling bij een eigen risico.

<sup>4</sup> Het bewijs is als volgt (zie voor de notatie de bijlage van dit hoofdstuk):

$\delta E(Y_{d,1})/\delta \sigma$  is, met  $Y^*$  lognormaal verdeeld en  $\mu + 1/2\sigma^2 = k$  (de verwachte kosten veranderen niet), gelijk aan:  $E(Y) \cdot \phi(c \cdot \sigma) \cdot ((\mu - \ln(d))/\sigma^2 - 1/2) - P(Y > 0) \cdot d \cdot \phi(c) \cdot \{ (\mu - \ln(d))/\sigma^2 + 1/2 \} =$   
 $E(Y) \cdot \phi(c \cdot \sigma) \cdot ((\mu - \ln(d))/\sigma^2) - P(Y > 0) \cdot d \cdot \phi(c) \cdot \{ (\mu - \ln(d))/\sigma^2 + 1 \} =$   
 $P(Y > 0) \cdot \{ (\mu - \ln(d))/\sigma^2 \} \cdot d \cdot \{ E(Y^*) \cdot \phi(c \cdot \sigma)/d - \phi(c) \} - P(Y > 0) \cdot d \cdot \phi(c) =$   
 $P(Y > 0) \cdot \{ (\mu - \ln(d))/\sigma^2 \} \cdot d \cdot 1/\sqrt{2\pi} \cdot \{ (1/d) \cdot \exp(\mu + 1/2\sigma^2) \cdot \exp(-1/2(c \cdot \sigma)^2) - \exp(-1/2c^2) \} - P(Y > 0) \cdot d \cdot \phi(c) =$   
 $P(Y > 0) \cdot \{ (\mu - \ln(d))/\sigma^2 \} \cdot d \cdot 1/\sqrt{2\pi} \cdot \exp(-1/2c^2) \cdot \{ (1/d) \cdot \exp(\mu + c \cdot \sigma) - 1 \} - P(Y > 0) \cdot d \cdot \phi(c) =$   
 $- P(Y > 0) \cdot d \cdot \phi(c)$ , omdat  $c \cdot \sigma = \ln(d) - \mu$ . Omdat  $\phi(c) \geq 0$ , geldt  $\delta E(Y_{d,1})/\delta \sigma \leq 0$ .

Tabel 3.3 Verwachte eigen betaling en standaarddeviatie bij procentuele bijbetaling tot bepaald maximum (basispakket, guldens van 1993)

maximale eigen betaling	verwachte eigen betaling (standaarddeviatie)							
	10%-bijbetaling ( <i>b</i> .100%)		25%-bijbetaling ( <i>b</i> .100%)		50%-bijbetaling ( <i>b</i> .100%)		100%-bijbetaling ( <i>d</i> )	
0	0	(0)	0	(0)	0	(0)	0	(0)
50	29	(24)	36	(20)	39	(19)	42	(18)
100	46	(45)	62	(41)	71	(40)	79	(37)
200	67	(80)	100	(82)	123	(83)	143	(79)
300	82	(109)	128	(120)	164	(124)	198	(122)
400	92	(134)	150	(154)	199	(165)	246	(165)
500	100	(156)	169	(186)	229	(203)	289	(207)
600	107	(175)	184	(215)	255	(240)	329	(249)
700	112	(192)	198	(242)	279	(275)	365	(290)
800	117	(208)	210	(268)	300	(308)	398	(329)
900	121	(223)	221	(292)	320	(341)	429	(368)
1000	125	(236)	230	(315)	337	(371)	458	(406)

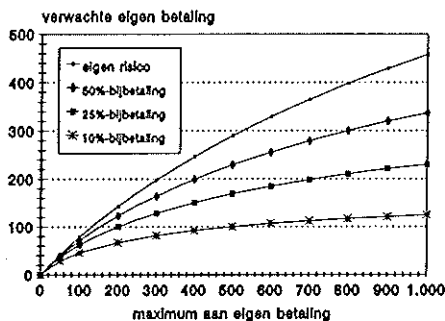
In tabel 3.3 staan voor enkele waarden van *b* en *m* de verwachte eigen betaling en bijbehorende standaarddeviatie. Voor andere combinaties van *b* en *m* is de verwachte eigen betaling te bepalen met de in subparagraaf 3.2.1 gepresenteerde parameters en formule (3.21') van de bijlage van dit hoofdstuk. In het algemeen geldt dat onder gelijkhouding van het maximum aan eigen betaling de verwachte eigen betaling hoger is naarmate het percentage bijbetaling hoger is.<sup>5</sup> Bijvoorbeeld, bij een eigen risico van *f* 200, een 100%-bijbetaling, is de verwachte eigen betaling *f* 143, terwijl bij een 25%-bijbetaling tot een maximum van *f* 200 de verwachte eigen betaling *f* 100 bedraagt.

Bovendien geldt dat bij een procentuele bijbetaling minder mensen het maximum aan eigen betaling bereiken dan bij een eigen risico, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. De reden is dat bij een procentuele bijbetaling meer ziektekosten moeten worden gemaakt om het maximum aan eigen betaling te bereiken, om precies te zijn:  $1/b$  keer hogere ziektekosten.

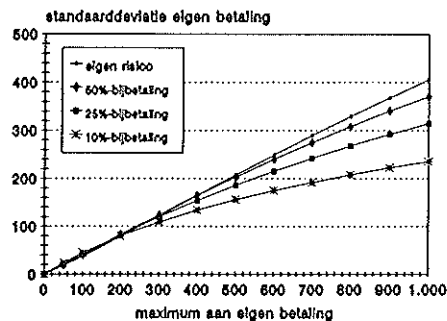
<sup>5</sup> Dit geldt voor elke verdeling van kosten omdat bij een lager percentage bijbetaling meer ziektekosten moeten worden gemaakt om dezelfde eigen betaling te krijgen. Met  $Y^*$  lognormaal verdeeld en *m* constant geldt:

$$\begin{aligned} \delta E(Y_{b,m,1})/\delta b &= E(Y) \cdot \Phi(e-\sigma) + b \cdot E(Y) \cdot \phi(e-\sigma)/(-b \cdot \sigma) + P(Y > 0) \cdot m \cdot \phi(e)/(b \cdot \sigma) = \\ &= E(Y) \cdot \Phi(e-\sigma) + P(Y > 0) \cdot 1/(\sqrt{(2\pi) \cdot \sigma}) \cdot \{ m/b \cdot \exp(-1/2(e)^2) - \exp(\mu + 1/2\sigma^2) \cdot \exp(-1/2(e-\sigma)^2) \} = \\ &= E(Y) \cdot \Phi(e-\sigma) + P(Y > 0) \cdot 1/(\sqrt{(2\pi) \cdot \sigma}) \cdot \exp(-1/2(e)^2) \{ m/b - \exp(\mu + e \cdot \sigma) \} = \\ &= E(Y) \cdot \Phi(e-\sigma), \text{ omdat } e \cdot \sigma = \ln(m/b) - \mu. \end{aligned}$$

Aangezien voor  $0 < b \leq 1$  geldt dat  $\delta E(Y_{b,m,1})/\delta b$  altijd positief is, geldt dat  $E(Y_{b,m,1})$  hoger is naarmate *b* groter is (met *m* constant).



Figuur 3.4 Verwachte eigen betaling bij een bijbetaling van 10, 25 en 50 procent en een eigen risico (100 procent bijbetaling) per maximum aan eigen betaling



Figuur 3.5 Verwachte standaarddeviatie van de eigen betaling bij een bijbetaling van 10, 25 en 50 procent en een eigen risico per maximum aan eigen betaling

In figuur 3.4 is de verwachte eigen betaling bij hetzelfde maximum aan eigen betaling gerelateerd aan een bijbetaling van 10, 25 en 50 procent en aan een eigen risico (100 procent bijbetaling). Van deze figuur kan de verwachte eigen betaling worden afgelezen bij hetzelfde maximum aan eigen betaling (verticaal). Voorts kan bij dezelfde verwachte eigen betaling per percentage bijbetaling het maximum aan eigen betaling worden verkregen (horizontaal).

De verwachte standaarddeviatie van de eigen betaling is bij maxima aan eigen betaling tot  $f$  200 het laagst bij een eigen risico. Bij hogere maxima aan eigen betaling is de verwachte standaarddeviatie van de eigen betaling het kleinst bij een bijbetaling van 10 procent (figuur 3.5). Bij een maximum aan eigen betaling van  $f$  1000 neemt de geschatte standaarddeviatie toe met het percentage bijbetaling, namelijk van  $f$  236 (10 procent),  $f$  315 (25 procent) naar  $f$  371 (50 procent) tot  $f$  406 (100 procent).

Ter afsluiting: vanwege de kostendeling kan de premiekorting hoger zijn naarmate het percentage bijbetaling hoger is (onder gelijkhouding van het maximum aan eigen betaling). Hierdoor is de maximale financiële achteruitgang voor een verzekerde ten opzichte van een volledige verzekering — dat wil zeggen: maximale eigen betaling minus premiekorting — kleiner naarmate het percentage bijbetaling hoger is.

### 3.2.4 Eigen risico en procentuele bijbetaling

In deze subparagraaf komt de eigen betaling aan de orde bij een eigen risico (aan de voet) gevolgd door een procentuele bijbetaling tot een bepaald maximum. Bij zulke polissen zijn drie parameters benodigd om aan te geven welke ziektekosten voor rekening komen van de verzekerde: het bedrag aan eigen risico ( $d$ ), het percentage bijbetaling ( $b \cdot 100\%$ ) en het maximum aan eigen betaling ( $m$ ). Bijvoorbeeld, bij een ziektekostenverzekering met een  $d$  van  $f$  200, een  $b$  van 0,25 en een

$m$  van  $f$  400 moeten verzekeren de eerste  $f$  200 aan ziektekosten volledig zelf betalen. Verder moet 25 procent van de ziektekosten tussen de  $f$  200 en  $f$  1000 worden betaald. Het maximale bedrag aan ziektekosten waarover de verzekerde dan nog een eigen betaling is verschuldigd, is gelijk aan  $g = d + (m - d)/b$ . In dit voorbeeld is  $g$  gelijk aan  $f$  200 +  $f$  (400 - 200)/0,25 =  $f$  1000.

In tabel 3.4 staat de verwachte eigen betaling vermeld voor diverse waarden van  $d$ ,  $b$  en  $m$ . De verwachte eigen betaling is een gewogen som van de verwachte eigen betaling bij een eigen risico van  $d$  en  $g$ .

Aan de verwachte eigen

betaling bij een eigen risico van  $d$  moet een gewicht van  $1 - b$  worden toegekend en aan de verwachte eigen betaling bij een eigen risico van  $g$  een gewicht van  $b$  (zie bijlage van dit hoofdstuk). De verwachte eigen betaling bij een 'gecombineerde' polis levert derhalve geen verrassende uitkomsten op. Bij de polis met een eigen risico van  $f$  200 gevolgd door een bijbetaling van 25 procent tot een maximum aan eigen betaling van  $f$  400 is de verwachte eigen betaling  $f$  143x0,75 +  $f$  458x0,25 =  $f$  222. Het eigen risico draagt aan deze eigen betaling  $f$  143 bij en de procentuele bijbetaling  $f$  79.

Van de in tabel 3.4 beschouwde polissen is de geschatte standaarddeviatie van de eigen betaling groter dan die bij een eigen risico van  $d$  maar kleiner dan die bij een eigen risico van  $g$ .

Tot nu toe is de verwachte eigen betaling en bijbehorende standaarddeviatie bepaald in geval van een eigen risico, een procentuele bijbetaling en een combinatie van beide. Ofwel, in deze paragraaf is de vraag beantwoord welk bedrag verzekeren naar verwachting gemiddeld zelf moeten betalen bij bovenstaande vormen van eigen betaling voor het basispakket, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. Hierbij is geen rekening gehouden met risicofactoren, bijvoorbeeld leeftijd en geslacht. In de volgende paragraaf wordt de verwachte eigen betaling gerelateerd aan een aantal risicofactoren.

Tabel 3.4 Verwachte eigen betaling en standaarddeviatie bij eigen risico aan de voet gevolgd door procentuele bijbetaling tot bepaald maximum (basispakket)

eigen risico ( $d$ )	bijbetaling ( $b \cdot 100\%$ )	maximale eigen betaling ( $m$ )	verwachte eigen betaling (standaarddeviatie)	
100	25%	200	131	(75)
100	25%	300	166	(112)
100	25%	400	193	(147)
200	25%	300	189	(117)
200	25%	400	222	(151)
200	25%	500	247	(183)
200	25%	1000	323	(316)
400	25%	600	312	(235)
400	25%	1000	383	(340)
100	50%	200	138	(78)
100	50%	300	184	(119)
100	50%	400	222	(158)
200	50%	300	194	(120)
200	50%	400	236	(160)
200	50%	500	271	(198)
200	50%	1000	391	(367)
400	50%	1000	423	(378)
400	50%	2000	565	(642)

### 3.3 Risicoafhankelijke kostendeling basispakket

#### 3.3.1 Kostendeling in relatie tot leeftijd en geslacht

In de vorige paragraaf is de verwachte eigen betaling bepaald waarbij geen rekening werd gehouden met risicofactoren. Naar verwachting is de eigen betaling afhankelijk van allerlei risicofactoren, bijvoorbeeld leeftijd en geslacht.

In tabel 3.5 zijn voor enkele leeftijd-geslacht-groepen de kans op kosten, de gemiddelde kosten en de standaarddeviatie van de kosten voor het basispakket vermeld. Bij de gemiddelde kosten is een duidelijk leeftijdseffect te zien. Voor de onderscheiden leeftijdscategorieën geldt dat de gemiddelde kosten voor het basispakket toenemen naarmate de leeftijd hoger wordt. Ten aanzien van de kans op kosten en de gemiddelde kosten is in de leeftijdscategorieën '5-24' en '25-44' een interactie-effect met geslacht waarneembaar. Vrouwen hebben dan gemiddeld ongeveer twee keer zoveel kosten als mannen. In de leeftijdscategorieën '45-64' en '65-plus' zijn de gemiddelde kosten niet sterk afhankelijk van het geslacht. In de leeftijdscategorie '65-plus' is de kans op kosten voor het basispakket in een jaar bijna 1, namelijk 0,95 bij mannen en 0,96 bij vrouwen.

Met probit- en regressieanalyse zijn respectievelijk de kans op kosten en de logaritme van de positieve kosten geschat met leeftijd en geslacht als verklarende variabelen. Deze schattingen komen exact overeen met de empirische waarden (tabel 3.5). De andere benodigde parameterschatting voor het two-partmodel is de standaarddeviatie van de logaritme van de positieve kosten. De waarde van deze grootte is de standaarddeviatie van de residuen, ook wel de standaardfout genoemd. Deze standaardfout wordt aangeduid met  $\sqrt{MSE}$  (de wortel van de 'mean square error'). In dit geval is de  $\sqrt{MSE}$  gelijk aan 1,61. Deze standaarddeviatie is kleiner dan die van de logaritme van de niet-risicogelateerde positieve kosten (1,757, tabel 3.1), aangezien leeftijd en geslacht een gedeelte verklaren van de variantie van de logaritme van de positieve kosten. Met het two-partmodel wordt

Tabel 3.5 Basisgegevens ziektekosten naar leeftijd en geslacht (basispakket)

leeftijd	geslacht	kans op kosten	gemiddelde kosten (standaarddeviatie)		gem. ln(pos. kosten) (standaarddeviatie)	
5 t/m 24	man	0,74	507	(2370)	5,12	(1,61)
25 t/m 44	man	0,79	727	(3195)	5,36	(1,73)
45 t/m 64	man	0,83	1922	(6414)	6,21	(1,84)
65-plus	man	0,95	4557	(10504)	7,14	(1,78)
5 t/m 24	vrouw	0,86	976	(4548)	5,54	(1,56)
25 t/m 44	vrouw	0,95	1526	(6160)	6,07	(1,52)
45 t/m 64	vrouw	0,93	2061	(7429)	6,38	(1,58)
65-plus	vrouw	0,96	4439	(9764)	7,30	(1,58)

voorondersteld dat deze standaarddeviatie voor elke risicogroep even groot is. Bij de empirische verdeling varieert deze standaarddeviatie evenwel van 1,52 tot en met 1,84 (tabel 3.5). In dit geval wordt bij vrouwen de standaarddeviatie van de logaritme van positieve kosten overschat met de  $\sqrt{MSE}$  en bij mannen onderschat.

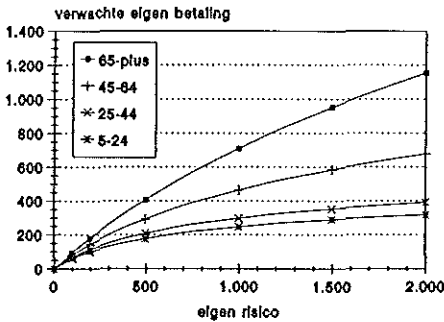
In tabel 3.6 staan voor enkele bedragen aan eigen risico de gemiddelde (empirie) en de verwachte (model) eigen betaling vermeld, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. Vergeleken met de niet-risicogerelateerde eigen betaling (tabel 3.2) zijn de verschillen tussen de gemiddelde en verwachte eigen betaling nu groter. Bij eigen risico's tot en met f 500 is het verschil tussen de gemiddelde en verwachte eigen betaling maximaal f 11. Bij een eigen risico van f 2000 is dit verschil maximaal f 37 voor de onderscheiden leeftijd-geslacht-categorieën. Een reden voor dit verschijnsel is dat het aantal individuen per risicogroep kleiner is dan voor de gehele steekproef waardoor toeval een grotere invloed heeft op de gemiddelde eigen betaling per risicogroep en de geschatte parameters. Verder wordt voorondersteld dat de standaarddeviatie van de logaritme van de positieve kosten voor elk individu gelijk is.

Tabel 3.6 Gemiddelde (empirie) en verwachte (model) eigen betaling naar leeftijd en geslacht bij eigen risico voor basispakket

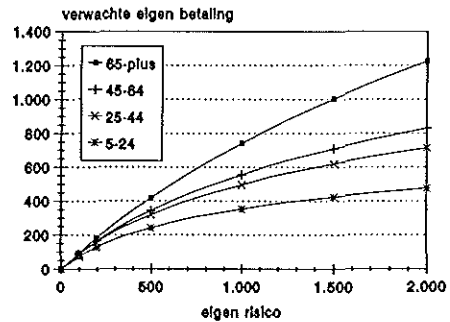
mannen												
eigen risico	5-24 jaar			25-44 jaar			45-64 jaar			65-plus		
	emp.	mod.	( $\delta$ )	emp.	mod.	( $\delta$ )	emp.	mod.	( $\delta$ )	emp.	mod.	( $\delta$ )
0	0	0	(0)	0	0	(0)	0	0	(0)	0	0	(0)
100	58	59	(1)	63	66	(3)	74	77	(3)	90	93	(3)
200	98	99	(1)	108	113	(5)	135	142	(7)	174	179	(5)
500	175	176	(1)	203	207	(4)	284	292	(8)	398	406	(8)
1000	247	246	(-1)	304	297	(-7)	466	463	(-3)	713	709	(-4)
1500	289	289	(0)	373	352	(-21)	602	583	(-19)	960	951	(-9)
2000	316	317	(1)	423	391	(-32)	707	676	(-31)	1164	1154	(-10)

vrouwen												
eigen risico	5-24 jaar			25-44 jaar			45-64 jaar			65-plus		
	emp.	mod.	( $\delta$ )	emp.	mod.	( $\delta$ )	emp.	mod.	( $\delta$ )	emp.	mod.	( $\delta$ )
0	0	0	(0)	0	0	(0)	0	0	(0)	0	0	(0)
100	74	73	(-1)	89	86	(-3)	87	88	(1)	93	94	(1)
200	127	128	(1)	159	158	(-1)	163	163	(0)	181	182	(1)
500	238	240	(2)	307	318	(11)	347	343	(-4)	423	418	(-5)
1000	337	352	(15)	468	496	(28)	566	555	(-11)	758	740	(-18)
1500	398	424	(26)	584	620	(36)	715	709	(-6)	1023	1003	(-20)
2000	443	475	(32)	676	713	(37)	821	830	(9)	1245	1225	(-20)



Figuur 3.6 Verwachte eigen betaling bij eigen risico, mannen (basispakket)



Figuur 3.7 Verwachte eigen betaling bij eigen risico, vrouwen (basispakket)

In figuur 3.6 (mannen) en figuur 3.7 (vrouwen) is de verwachte eigen betaling per eigen risico weergegeven voor vier leeftijdscategorieën. Duidelijk is een leeftijdseffect te zien: ouderen hebben bij een eigen risico voor het basispakket naar verwachting een hogere eigen betaling dan jongeren, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. In de leeftijdscategorieën '5-24' en '25-44' is de verwachte eigen betaling bij vrouwen hoger dan bij mannen. Dit verschil is relatief echter kleiner dan het verschil in gemiddelde kosten voor deze groepen. Voor de verwachte eigen betaling bij lage eigen risico's is de kans op kosten een belangrijke factor. Relatief verschuift deze kans tussen mannen en vrouwen aanmerkelijk minder dan de gemiddelde kosten in de betreffende leeftijdsgroepen.

### 3.3.2 Parameterschattingen risicoafhankelijke kostendeling

Naast leeftijd en geslacht hebben andere risicofactoren invloed op de verwachte eigen betaling. Met de parameterschattingen van tabel 3.7 kan de verwachte eigen betaling worden bepaald voor allerlei risicogroepen, waarbij weer wordt afgezien van het remgeldeffect en antiselectie.

De gemiddelde geschatte kans op kosten met probitanalyse is voor elk van de gepresenteerde modellen gelijk aan de fractie verzekerden met kosten (empirische verdeling). De gemiddelde verwachte kosten met het two-partmodel wijken wel af van de gemiddelde empirische kosten. Met name geldt dit voor de modellen 6 en 7. De 'smearing' schatter (Duan, 1983) levert geen verbetering op. Bij de modellen 6 en 7 zijn de geschatte ziektekosten per persoon maximaal respectievelijk f 908.184 en f 438.879, hetgeen aanzienlijk hoger is dan het maximum van de empirische ziektekosten (f 221.519). Door het afkappen van de geschatte kosten op f 250.000 komen de gemiddelde geschatte kosten beter overeen met de gemiddelde empirische kosten. Verder levert deze afkapping een hogere  $R^2$  op. Bij model 6 blijft de  $R^2$  laag omdat voor 'veel' verzekerden de geschatte ziektekosten gelijk zijn aan f 250.000.



Met model 6 kan de verwachte eigen betaling worden bepaald voor een man in de leeftijdscategorie '55-64', woonachtig in een klein dorp ('urban-1'), met als hoogst voltooide opleiding de lagere school ('opleid-1'), WAO'er, getrouwd, aanvullend verzekerd en met, wat betreft aandoeningen, alleen suikerziekte. Zijn geschatte kans op kosten is gelijk aan  $\Phi(0,66+0,03+0+0+0,45+0-0,01+0,76) = \Phi(1,89)$ , met  $\Phi$  de cumulatieve kansdichtheidsfunctie van de standaard normale verdeling (probitanalyse). Een z-score van 1,89 komt overeen met een kans van 0,97. Voor een man met bovenstaande risicofactoren is de verwachte kans op kosten in een jaar voor het basispakket 0,97. De twee andere parameters voor de theoretische verdeling zijn de  $\sqrt{MSE}$ , in dit geval 1,499, en de verwachte waarde van de logaritme van de positieve kosten, hetgeen in dit geval gelijk is aan  $4,99+0,52+0+0+0,66+0+0,17+0,78 = 7,12$  (regressieanalyse). Met deze drie geschatte parameters kan — onder de vooronderstelling dat de positieve kosten log-normaal verdeeld zijn — voor iedere combinatie van eigen risico en procentuele bijbetaling de verwachte eigen betaling voor dit individu worden berekend, afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie. Als correctiefactor wordt  $r=0,838$  gehanteerd, waardoor de gemiddelde geschatte kosten op hetzelfde niveau komen als de gemiddelde empirische kosten (formule 3.11' van de bijlage van dit hoofdstuk). Een andere mogelijke correctiefactor is die welke de gemiddelde verwachte eigen betaling gelijkstelt aan de gemiddelde empirische eigen betaling voor een specifiek bedrag aan eigen risico. Het nadeel van zo'n correctiefactor is dat die afhankelijk is van het bedrag aan eigen risico.

Aan de hand van de parameterschattingen van tabel 3.7 is voor enkele individuen de verwachte eigen betaling berekend als functie van het eigen risico (figuur 3.8). Bij een eigen risico van  $f$  200 varieert de verwachte eigen betaling voor de vijf onderscheiden individuen van  $f$  82 tot en met  $f$  200, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. Bij een eigen risico van  $f$  500 varieert de verwachte eigen betaling van  $f$  137 tot en met  $f$  496. Individu 1, een vrouw van 75-plus, woonachtig in een grote stad ('urban-5'), met als hoogst voltooide opleiding de lagere school ('opleid-1'), AOW'ster, weduwe, aanvullend verzekerd, verwacht zowel ziekenhuisopname als contact met specialist, is sterk geneigd tot medische consumptie ('neig-4'), die haar eigen gezondheid nu als 'soms slecht, soms goed' ervaart ('gzd.nu-4') en deze vijf jaar geleden beoordeelde als 'gaat wel' (gzd.5j-3), heeft de afgelopen twee maanden 2 of 3 keer de huisarts bezocht ('nhuis-3'), heeft het afgelopen jaar geen bezoek gebracht aan een specialist ('nspec-1'), heeft het afgelopen jaar één keer in een ziekenhuis gelegen ('nzknh-2'), heeft de afgelopen twee weken medicijnen-op-recept gebruikt, en heeft, wat betreft aandoeningen, alleen een hartkwaal/infarct en nierziekte (nu of de afgelopen vijf jaar gehad), heeft naar verwachting bij een eigen risico van  $f$  500 bijna altijd een eigen betaling van  $f$  500 (verwachte waarde  $f$  496). Opgemerkt moet worden dat enkele risicofactoren een expliciete overlap hebben met de ziektekosten van 1993. Bijvoorbeeld, iemand die medicijnen-op-recept heeft gebruikt in de afgelopen twee weken volgens de enquête, zal zeer waarschijnlijk kosten hebben gehad voor dit basispakket.

Tabel 3.7 Parameterschattingen kans op kosten (probit) en logaritme van de positieve kosten (regressie)

variabelen	model 1		model 2		model 3		model 4		model 5		model 6		model 7	
	probit	regressie	probit	regressie	probit	regressie	probit	regressie	probit	regressie	probit	regressie	probit	regressie
<i>constante</i>	0,69**	5,20**	0,80**	5,16**	0,67**	4,80**	0,55**	4,71**	0,31**	4,55**	0,66**	4,99**	0,32*	4,42**
<i>leeftijd/geslacht</i>														
15-24 man	-0,11	-0,09	0,10	0,03	0,17	0,13	0,13	0,06	0,11	0,08	0,11	0,04	0,12	0,13
25-34 man	0,08	0,05	0,18*	0,12	0,18*	0,11	0,17*	0,08	0,20*	0,12	0,12	0,04	0,16	0,07
35-44 man	0,22**	0,34**	0,24**	0,30**	0,24**	0,32**	0,18*	0,17	0,23*	0,26**	0,15	0,18	0,17	0,20*
45-54 man	0,17*	0,82**	0,11	0,62**	0,07	0,57**	0,04	0,45**	0,05	0,47**	-0,04	0,38**	-0,03	0,36**
55-64 man	0,43**	1,21**	0,23*	0,79**	0,18	0,66**	0,16	0,63**	0,06	0,54**	0,03	0,52**	-0,01	0,43**
65-74 man	0,83**	1,75**	0,58**	1,39**	0,51**	1,28**	0,50**	1,19**	0,33*	1,05**	0,38**	1,05**	0,28	0,93**
75-plus man	1,30**	2,25**	1,07**	1,87**	1,01**	1,67**	0,96**	1,55**	0,82**	1,40**	0,90**	1,55**	0,76**	1,25**
5-14 vrouw	0,11	0,01	0,10	-0,00	0,10	0,03	0,13	0,05	0,06	-0,00	0,10	0,01	0,07	0,05
15-24 vrouw	0,74**	0,62**	0,96**	0,75**	0,99**	0,79**	0,97**	0,75**	0,83**	0,61**	0,88**	0,65**	0,83**	0,65**
25-34 vrouw	1,03**	0,87**	1,16**	0,95**	1,19**	0,99**	1,15**	0,93**	1,09**	0,84**	1,05**	0,80**	1,06**	0,84**
35-44 vrouw	0,79**	0,87**	0,83**	0,85**	0,83**	0,83**	0,80**	0,73**	0,76**	0,70**	0,69**	0,64**	0,72**	0,65**
45-54 vrouw	0,89**	1,09**	0,87**	0,97**	0,84**	0,91**	0,82**	0,78**	0,74**	0,70**	0,73**	0,73**	0,69**	0,65**
55-64 vrouw	0,67**	1,37**	0,60**	1,13**	0,57**	1,10**	0,52**	0,91**	0,37**	0,86**	0,36**	0,79**	0,30**	0,77**
65-74 vrouw	0,97**	1,83**	0,81**	1,44**	0,79**	1,39**	0,71**	1,23**	0,55**	1,10**	0,56**	1,08**	0,47**	1,01**
75-plus vrouw	1,10**	2,40**	1,00**	2,01**	0,94**	1,87**	0,83**	1,59**	0,54**	1,49**	0,66**	1,52**	0,45**	1,33**
<i>urbanisatiegraad</i>														
urban-2 (laag)	.	.	-0,07	-0,11	-0,04	-0,10	-0,06	-0,12	-0,01	-0,09	-0,03	-0,10	0,01	-0,10
urban-3	.	.	-0,03	0,10	-0,00	0,15**	-0,02	0,11	0,01	0,11*	-0,00	0,08	0,02	0,11**
urban-4	.	.	0,01	-0,01	0,04	0,03	0,01	-0,05	0,03	-0,00	0,03	-0,03	0,06	-0,01
urban-5 (hoog)	.	.	0,11	0,03	0,17*	0,08	0,11	-0,02	0,18*	0,05	0,17*	0,01	0,21*	0,04
<i>opleiding</i>														
opleid-2 (laag)	.	.	-0,05	-0,14**	-0,04	-0,13**	-0,02	-0,08	-0,04	-0,13**	-0,04	-0,11*	-0,03	-0,10**
opleid-3	.	.	-0,13*	-0,19**	-0,17**	-0,24**	-0,11	-0,13*	-0,17**	-0,18**	-0,17**	-0,21**	-0,19**	-0,18**
opleid-4	.	.	-0,09	-0,20**	-0,12*	-0,23**	-0,06	-0,14*	-0,09	-0,18**	-0,12*	-0,19**	-0,12	-0,17**
opleid-5	.	.	-0,22**	-0,22**	-0,29**	-0,34**	-0,19*	-0,17*	-0,30**	-0,25**	-0,26**	-0,22**	-0,32**	-0,26**
opleid-6 (hoog)	.	.	-0,31**	-0,26**	-0,33**	-0,31**	-0,27**	-0,15	-0,42**	-0,28**	-0,32**	-0,25**	-0,41**	-0,24**
<i>inkomstenbron</i>														
betaald werk	.	.	-0,05	-0,08	-0,03	-0,05	-0,02	-0,00	0,01	0,01	-0,03	-0,03	0,02	0,05
AOW-uitkering	.	.	0,24*	0,27**	0,16	0,13	0,21*	0,20*	0,15	0,10	0,16	0,13	0,11	0,03
WAO-uitkering	.	.	0,68**	0,99**	0,50**	0,66**	0,42**	0,53**	0,40**	0,54**	0,45**	0,66**	0,28*	0,35**
WW-uitkering	.	.	-0,17	0,27*	-0,10	0,35**	-0,18	0,18	-0,17	0,12	-0,16	0,20	-0,15	0,16
bijstandsuitkering	.	.	0,18	0,04	0,18	0,01	0,13	-0,03	0,12	-0,01	0,09	-0,08	0,07	-0,06
<i>burgerlijke staat</i>														
alleenstaand	.	.	-0,27**	-0,12*	-0,32**	-0,15**	-0,29**	-0,17**	-0,28**	-0,12*	-0,27**	-0,13**	-0,29**	-0,14**
gescheiden	.	.	-0,08	0,08	-0,12	-0,02	-0,10	0,01	-0,09	0,04	-0,13	0,02	-0,09	-0,01
weduwe/naar	.	.	-0,28**	0,01	-0,26*	0,01	-0,26*	0,03	-0,32**	-0,01	-0,28*	-0,01	-0,32**	-0,00
<i>bestaande av</i>	.	.	0,00	0,18**	0,01	0,17**	-0,00	0,20**	-0,00	0,15*	-0,01	0,17**	-0,01	0,16**
<i>verwacht gebruik</i>														
ziekenhuis	.	.	.	.	0,44**	1,00**	.	.	.	.	.	.	0,46*	0,81**
specialist	.	.	.	.	0,89**	1,10**	.	.	.	.	.	.	0,35**	0,51**
<i>geneigdheid tot gebruik</i>														
neig-2 (laag)	.	.	.	.	-0,05	-0,00	.	.	.	.	.	.	-0,10	-0,04
neig-3	.	.	.	.	-0,03	0,03	.	.	.	.	.	.	-0,07	-0,02
neig-4 (hoog)	.	.	.	.	-0,01	0,05	.	.	.	.	.	.	-0,07	-0,03
<i>ervaren gezondheid (nu)</i>														
gzd.nu-2 (goed)	.	.	.	.	.	.	0,36**	0,53**	.	.	.	.	0,11	0,15*
gzd.nu-3	.	.	.	.	.	.	0,60**	1,15**	.	.	.	.	-0,08	0,26**
gzd.nu-4	.	.	.	.	.	.	0,74**	1,47**	.	.	.	.	-0,05	0,35**
gzd.nu-5 (slecht)	.	.	.	.	.	.	1,46*	2,29**	.	.	.	.	-0,10	0,36*
<i>erv.gez. (5 jaar geleden)</i>														
gzd.5j-2 (goed)	.	.	.	.	.	.	-0,12	-0,16*	.	.	.	.	-0,09	-0,05
gzd.5j-3	.	.	.	.	.	.	0,18	0,20*	.	.	.	.	0,12	0,17
gzd.5j-4	.	.	.	.	.	.	0,39**	0,05	.	.	.	.	0,24	-0,09
gzd.5j-5 (slecht)	.	.	.	.	.	.	0,04	0,25	.	.	.	.	-0,32	0,02

vervolg op volgende bladzijde

vervolg tabel 3.7

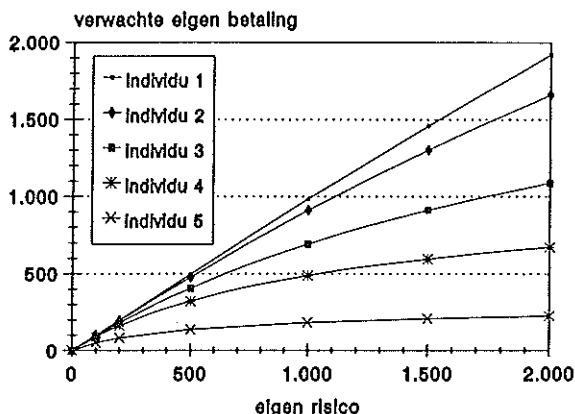
variabelen	model 1		model 2		model 3		model 4		model 5		model 6		model 7	
	probit	regressie	probit	regressie	probit	regressie	probit	regressie	probit	regressie	probit	regressie	probit	regressie
<i>huisartsbezoek</i>														
nhuis-2 (weinig)	.	.	.	.	.	.	.	.	0,45**	0,27**	.	.	0,43**	0,23**
nhuis-3	.	.	.	.	.	.	.	.	0,63**	0,58**	.	.	0,58**	0,44**
nhuis-4	.	.	.	.	.	.	.	.	0,76**	0,82**	.	.	0,66**	0,55**
nhuis-5 (veel)	.	.	.	.	.	.	.	.	1,50	1,00**	.	.	1,38	0,74**
<i>specialistenbezoek</i>														
nspec-2 (weinig)	.	.	.	.	.	.	.	.	0,62**	0,40**	.	.	0,50**	0,20**
nspec-3	.	.	.	.	.	.	.	.	0,66**	0,85**	.	.	0,44**	0,45**
nspec-4 (veel)	.	.	.	.	.	.	.	.	0,80**	1,03**	.	.	0,54**	0,53**
<i>ziekenhuisopname</i>														
nzknh-2 (weinig)	.	.	.	.	.	.	.	.	0,01	0,39**	.	.	-0,04	0,31**
nzknh-3	.	.	.	.	.	.	.	.	0,08	0,76**	.	.	0,08	0,53**
nzknh-4 (veel)	.	.	.	.	.	.	.	.	4,70	0,84**	.	.	4,76	0,51*
<i>medicijnen-op-recept</i>	.	.	.	.	.	.	.	.	0,92**	0,59**	.	.	0,83**	0,42**
<i>medic.-niet-op-recept</i>	.	.	.	.	.	.	.	.	0,07	-0,08*	.	.	0,01	-0,17**
<i>aandoening (afg. 5 jaar)</i>														
bronch./astma/cara	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,43**	0,67**	0,16	0,41**
ontsteking hollen	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,27**	0,11*	0,19**	0,02
hartkwaal/infarct	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1,70**	0,78**	0,95	0,16
hoge bloeddruk	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,42**	0,44**	0,12	0,23**
beroerte	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,46	0,42*	0,19	0,12
maagzweer	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,30	0,42**	0,20	0,28**
darmstoornis	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,88**	0,46**	0,68*	0,06
galstenen	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,58	0,14	0,52	0,06
leverziekte	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,40	0,40	0,20	0,20
nierstenen	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	-0,06	0,31*	-0,36	0,03
nierziekte	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1,26	1,03**	0,92	0,66**
chron. blaasont.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,34	0,13	0,27	0,03
suikerziekte	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,76**	0,78**	0,29	0,39**
verzakking	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,04	-0,06	0,00	-0,18
schilddklierafwijking	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,97*	0,37**	0,82	0,02
rugaandoening	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,30**	0,21**	0,23**	0,06
artrose	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,36**	0,29**	0,25*	0,16**
reuma hand/voet	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	-0,02	0,13	-0,26	-0,10
reuma overig	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,08	0,32*	-0,19	0,11
zenuwstelselziekte	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	1,08**	0,71**	0,66	0,15
migraine	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,24**	0,30**	0,12	0,19**
huidziekte	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,53**	0,12*	0,35**	-0,03
kwaadaardige aandoening	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0,89*	0,77**	0,32	0,06
overspannen/depressie	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	-0,15*	0,29**	-0,10	0,04
gem. verwachte kans (empirisch/modelmatig)	0,877 (1,000)		0,877 (1,000)		0,877 (1,000)		0,877 (1,000)		0,877 (1,000)		0,877 (1,000)		0,877 (1,000)	
gem. kosten met $\sqrt{MSE}$ (empirisch/modelmatig)	1771 (1,016)		1789 (1,006)		1876 (0,956)		1875 (0,960)		1895 (0,950)		2148 (0,838)		2061 (0,873)	
gem. kost. met 'smearing' (empirisch/modelmatig)	1948 (0,924)		1950 (0,923)		2031 (0,887)		2030 (0,887)		2238 (0,804)		2396 (0,751)		2428 (0,741)	
gem. kosten met $\sqrt{MSE}$ , kosten tot f 250.000 (empirisch/modelmatig)	1771 (1,016)		1789 (1,006)		1876 (0,956)		1875 (0,960)		1895 (0,950)		2075 (0,868)		2059 (0,875)	
$\sqrt{MSE}$	1,597		1,571		1,456		1,513		1,412		1,499		1,363	
$R^2$ (modelmatige kosten afgekapt op f 250.000)	0,039		0,049		0,104		0,093		0,127		0,043		0,157	

\*  $p < 0,05$ \*\*  $p < 0,01$

Als bij een verplicht eigen risico de premiekorting is gebaseerd op de verwachte eigen betaling — afgezien van het remgeldeffect — lopen zorgbehoefigen (bijvoorbeeld individu 1) weinig financieel risico (ten opzichte van een volledige verzekering). Voor hen is dan de premiekorting immers bijna gelijk aan het maximum aan eigen betaling. Daarentegen kan dan bij een eigen risico de financiële achteruitgang bij gezonde mensen (bijvoorbeeld individu 5) in een bepaald jaar aanzienlijk zijn. Bij zorgbehoefigen neemt de toename van de verwachte eigen betaling als functie van het eigen risico minder snel af dan bij gezonde mensen (vergeleijk individu 1 met individu

5 van figuur 3.8). Ofwel, bij een laag eigen risico is het verschil in verwachte eigen betaling tussen zorgbehoefigen en gezonde mensen relatief (en absoluut) kleiner dan bij een hoog eigen risico. Dit heeft gevolgen voor de solidariteit bij een eigen risico en een procentuele bijbetaling tot hetzelfde maximum. Immers, de eigen betaling bij een procentuele bijbetaling is een percentage van de eigen betaling bij een hoger bedrag aan eigen risico. Hierdoor is bij een eigen risico het verschil in verwachte eigen betaling tussen gezonde mensen en zorgbehoefigen relatief (en absoluut) kleiner dan bij een procentuele bijbetaling tot hetzelfde maximum. Met andere woorden, bij een eigen risico is de solidariteit groter dan bij een procentuele bijbetaling tot hetzelfde maximum.

Samenvattend kan worden gesteld dat de verwachte eigen betaling afhankelijk is van allerlei risicofactoren. Tussen de risicogroepen neemt het verschil in verwachte eigen betaling toe naarmate het eigen risico hoger is. Hierdoor is bij een eigen risico het verschil in verwachte eigen betaling tussen gezonde mensen en zorgbehoefigen relatief kleiner dan bij een procentuele bijbetaling tot hetzelfde maximum. Tot nu toe is een vorm van eigen betaling voor het basispakket geanalyseerd. In de volgende paragraaf komen eigen risico's voor specifieke zorgvormen aan de orde.



- Ind. 1: vrouw, 75-plus, urban-5, opleid-1, AOW, weduwe, av, verwacht ziekenhuisopname en contact met specialist, neig-4, gzd.nu-4, gzd.5j-3, nhuis-3, nspec-1, nzknh-2, medicijnen-op-recept, hartkwaal/infarct, nierziekte (mod. 7).  
 Ind. 2: man, 75-plus, urban-1, opleid-1, AOW, weduwnaar, av, gzd.nu-4, gzd.5j-5 (model 4).  
 Ind. 3: man, 55-64, urban-1, opleid-1, WAO, getrouwd, av, suikerziekte (model 6).  
 Ind. 4: vrouw, 25-34, urban-3, opleid-4, av, verwacht geen ziekenhuisopname en bezoek aan specialist, neig-4 (mod. 3).  
 Ind. 5: man, 25-34, urban-5, opleid-6, betaald werk, alleenstaand, geen av (model 2).

**Figuur 3.8** Verwachte eigen betaling bij eigen risico voor basispakket naar individuele kenmerken

### 3.4 Specifieke zorgvormen

#### 3.4.1 Geneesmiddelen

De gehanteerde methodiek om de verwachte eigen betaling te bepalen in geval van een vorm van eigen betaling specifiek voor geneesmiddelen is identiek aan die voor het basispakket. In tabel 3.8 staan de basisgegevens vermeld van de kosten voor geneesmiddelen op persoonsniveau. Deze kostengegevens hebben betrekking op het jaar 1993. Deze kosten vormen een onderdeel van de kosten voor het basispakket.

De gemiddelde kosten voor geneesmiddelen waren in 1993  $f$  391. De kans op kosten voor geneesmiddelen in een jaar is 0,811. Het verschil in gemiddelde kosten voor het basispakket en geneesmiddelen is aanzienlijk (factor 4,61), terwijl de kans op kosten nauwelijks verschilt (factor 1,08). Verzekerden die kosten hebben voor het basispakket hebben in 92,5 procent van de gevallen

Tabel 3.8 Basisgegevens van de kosten voor geneesmiddelen op persoonsniveau

	gemiddelde	standaard-deviatie
kans op kosten	0,811	0,392
kosten	$f$ 391	$f$ 1023
ln(pos. kosten)	5,13	1,46

kosten voor geneesmiddelen. Omdat de kans op kosten nauwelijks verschilt, zal bij een laag bedrag aan eigen risico specifiek voor geneesmiddelen de verwachte eigen betaling ongeveer even hoog zijn als bij hetzelfde bedrag aan eigen risico voor het basispakket (*ceteris paribus*). Aangezien de gemiddelde kosten voor het basispakket aanzienlijk hoger zijn dan voor geneesmiddelen, is bij een hoog maximum aan eigen betaling de gemiddelde eigen betaling voor het basispakket eveneens aanzienlijk hoger dan specifiek voor geneesmiddelen. Bij een eigen risico van oneindig (geen verzekering) is het verschil in gemiddelde eigen betaling, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie, vanzelfsprekend  $f$  1800 -  $f$  391 =  $f$  1409.

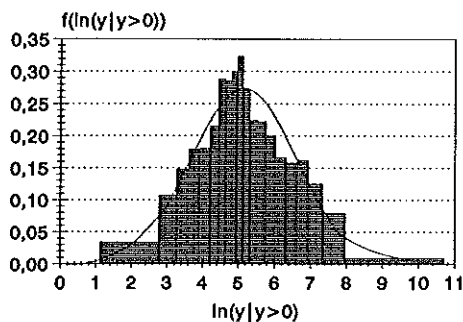
De positieve kosten voor geneesmiddelen zijn scheef naar rechts verdeeld. In figuur 3.9 is de verdeling van de logaritme van de positieve kosten voor geneesmiddelen weergegeven. Deze verdeling komt redelijk goed overeen met de normale verdeling, waardoor de verwachte eigen betaling (model) vermoedelijk niet veel afwijkt van de gemiddelde eigen betaling (empirie). Het gemiddelde en de standaarddeviatie van de logaritme van de positieve kosten voor geneesmiddelen zijn respectievelijk 5,13 en 1,46. De verwachte kosten voor geneesmiddelen komen met deze parameters uit op  $f$  399; dit is een overschatting van de gemiddelde kosten voor geneesmiddelen van slechts  $f$  8. Als correctiefactor is voor de verwachte kosten voor geneesmiddelen  $r=0,9796$  genomen. Deze factor kan worden opgevat als *een* index van de mate waarin de theoretische lognormale verdeling aansluit op de empirische verdeling van de logaritme van de positieve kosten. Op grond van dit criterium is de aansluiting bij een  $r$  van 1 perfect. De theoretische verdeling sluit

slecht aan op de empirische verdeling als  $r$  veel van 1 afwijkt. Net als bij het basispakket is de geschatte standaarddeviatie van de individuele kosten voor geneesmiddelen hoger dan de empirische, namelijk  $f$  1206 versus  $f$  1023.

In tabel 3.9 zijn voor eigen risico's specifiek voor geneesmiddelen de gemiddelde en verwachte eigen betaling en bijbehorende standaarddeviaties op persoonsniveau vermeld, afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie. Voor de onderscheiden bedragen aan eigen risico is het verschil in gemiddel-

de en verwachte eigen betaling tot en met een bedrag aan eigen risico van  $f$  1000 hooguit  $f$  8. Bij lage bedragen aan eigen risico is het verschil tussen de verwachte eigen betaling voor geneesmiddelen en de verwachte eigen betaling voor het basispakket (tabel 3.2) niet groot: bij een eigen risico van  $f$  50 bedragen deze respectievelijk  $f$  37 en  $f$  42. Bij een toename van het bedrag aan eigen risico wordt dit verschil relatief groter. Zo bedraagt bij een eigen risico van  $f$  1000 de verwachte eigen betaling voor geneesmiddelen  $f$  249 en voor het basispakket  $f$  458.

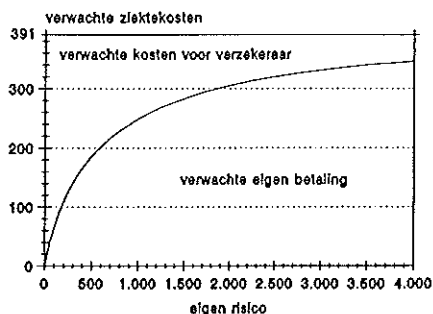
In figuur 3.10 zijn de verwachte eigen betaling en de verwachte ziektekosten voor de verzekeraar (afgezien van andere effecten) uitgezet tegen het bedrag aan eigen risico. Bij een toename van het eigen risico specifiek voor geneesmiddelen



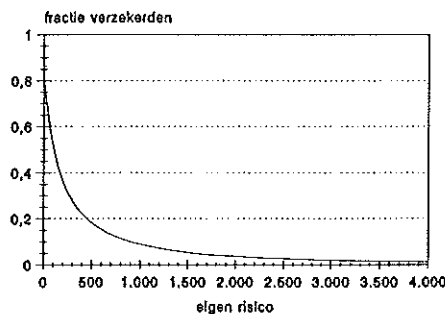
Figuur 3.9 Empirische en theoretische verdeling van de natuurlijke logaritme van de positieve kosten voor geneesmiddelen

Tabel 3.9 Gemiddelde en verwachte eigen betaling en standaarddeviatie op persoonsniveau als functie van eigen risico voor specifiek geneesmiddelen

eigen risico	gem. eigen betaling (standaarddeviatie)		verwachte eigen betaling (standaarddeviatie)		verschil (verw. - gem.)	
0	0	(0)	0	(0)	0	(0)
50	37	(20)	37	(20)	0	(0)
100	65	(42)	65	(42)	0	(0)
200	108	(83)	109	(84)	1	(1)
300	139	(121)	141	(122)	2	(1)
400	163	(156)	165	(157)	2	(1)
500	185	(190)	186	(190)	1	(0)
600	203	(221)	202	(219)	-1	(-2)
700	219	(251)	217	(246)	-2	(-5)
800	233	(280)	229	(272)	-4	(-8)
900	246	(306)	239	(295)	-7	(-11)
1000	257	(330)	249	(317)	-8	(-13)
1500	298	(433)	283	(410)	-15	(-23)
2000	323	(509)	305	(481)	-18	(-28)
$\infty$	391	(1023)	391	(1206)	0	(183)



Figuur 3.10 Verwachte ziektekosten bij eigen risico specifiek voor geneesmiddelen



Figuur 3.11 Fractie verzekerden met kosten hoger dan eigen risico (geneesmiddelen)

gaat de curve relatief sneller naar de gemiddelde ziektekosten dan die voor het basispakket. Zo bedraagt bij een eigen risico van  $f$  4000 voor het basispakket de verwachte eigen betaling ongeveer 50 procent van de gemiddelde ziektekosten terwijl dit 90 procent is bij een eigen risico specifiek voor geneesmiddelen. De reden is dat de kosten voor geneesmiddelen minder extreem naar rechts verdeeld zijn dan die voor het basispakket (ziekenhuisopnamen).

Tot slot is in figuur 3.11 de fractie verzekerden met hogere kosten voor geneesmiddelen dan het bedrag aan eigen risico specifiek voor geneesmiddelen afgebeeld. Ongeveer 20 procent van de verzekerden maakt in een bepaald jaar een eigen risico van  $f$  500 specifiek voor geneesmiddelen vol tegenover circa 40 procent bij een eigen risico van  $f$  500 voor het basispakket.

### 3.4.2 Hulpmiddelen

De basisgegevens van de kosten voor hulpmiddelen op persoonsniveau staan vermeld in tabel 3.10. De hulpmiddelen zijn opgenomen in het basispakket. De gemiddelde kosten voor hulpmiddelen waren in 1993  $f$  44. De kans op kosten voor hulpmiddelen in een jaar is 0,061. Het verschil in gemiddelde kosten voor het basispakket en specifiek voor hulpmiddelen is aanzienlijk (factor 40,9). De kans op kosten verschilt eveneens aanzienlijk (factor 14,4). Deze uitkomsten houden in dat de verwachte eigen betaling specifiek voor hulpmiddelen aanzienlijk lager uitvalt dan de verwachte eigen betaling voor het basispakket (*ceteris paribus*).

In figuur 3.12 is de verdeling van de logaritme van de positieve kosten voor hulpmiddelen weergegeven. Deze verdeling wijkt sterk af van de normale verdeling. De empirische verdeling heeft vier toppen. In dit geval heeft 8,2 procent van de verzekerden met kosten voor

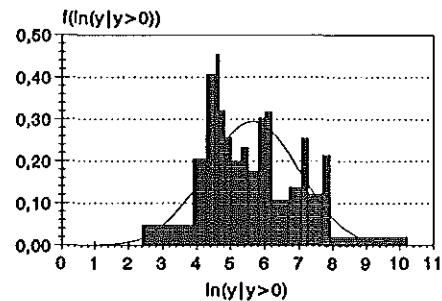
Tabel 3.10 Basisgegevens van de kosten voor hulpmiddelen op persoonsniveau

	gemiddelde	standaard-deviatie
kans op kosten	0,061	0,239
kosten	$f$ 44	$f$ 362
ln(pos. kosten)	5,63	1,35

hulpmiddelen in een jaar  $f$  94 aan kosten.

Het gemiddelde en de standaarddeviatie van de logaritme van de positieve kosten voor hulpmiddelen zijn respectievelijk 5,63 en 1,35. De verwachte kosten voor hulpmiddelen bedragen  $f$  42. De gemiddelde kosten worden onderschat met  $f$  2. Dit is een verrassende uitkomst gezien de empirische verdeling van de logaritme van de positieve kosten voor hulpmiddelen. Als correctiefactor is voor de verwachte kosten voor hulpmiddelen  $r=1,0318$  genomen. Net als bij de standaarddeviatie van de kosten voor het basispakket en voor geneesmiddelen is de geschatte standaarddeviatie van de individuele kosten voor hulpmiddelen hoger dan de empirische, namelijk  $f$  434 versus  $f$  362.

In tabel 3.11 staan voor eigen risico's specifiek voor hulpmiddelen vermeld de gemiddelde en de verwachte eigen betaling en bijbehorende standaarddeviatie op persoonsniveau, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. Gezien de verschillen tussen de empirische en theoretische verdeling (figuur 3.12) is de overeenkomst tussen de gemiddelde (empirie) en verwachte (model) eigen betaling opmerkelijk. Blijkbaar zijn de uitkomsten van het gebruikte two-partmodel, waarbij wordt voorondersteld dat de logaritme van de positieve ziektekosten lognormaal verdeeld is, niet erg gevoelig voor afwijkingen ten opzichte van deze theoretische verdeling.

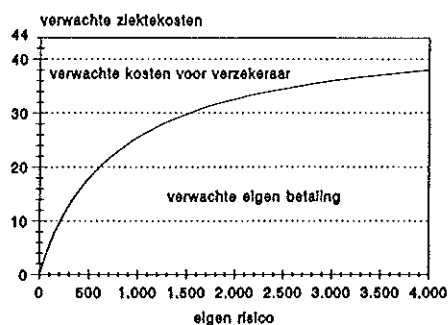


Figuur 3.12 Empirische en theoretische verdeling van de natuurlijke logaritme van positieve kosten voor hulpmiddelen

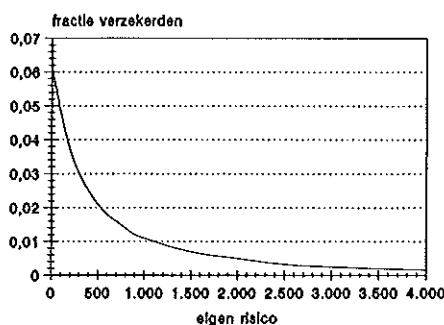
Tabel 3.11 Gemiddelde en verwachte eigen betaling en standaarddeviatie op persoonsniveau als functie van eigen risico voor specifiek hulpmiddelen

eigen risico	gem. eigen betaling (standaarddeviatie)		verwachte eigen betaling (standaarddeviatie)		verschil (verw. - gem.)	
0	0	(0)	0	(0)	0	(0)
50	3	(12)	3	(12)	0	(0)
100	6	(22)	5	(22)	-1	(0)
200	9	(39)	10	(41)	1	(2)
300	12	(54)	13	(57)	1	(3)
400	15	(68)	16	(71)	1	(3)
500	17	(80)	18	(83)	1	(3)
600	19	(91)	20	(95)	1	(4)
700	20	(102)	22	(105)	2	(3)
800	22	(113)	23	(115)	1	(2)
900	23	(123)	24	(123)	1	(0)
1000	25	(133)	25	(132)	0	(-1)
1500	30	(176)	30	(166)	0	(-10)
2000	34	(208)	33	(192)	-1	(-16)
$\infty$	44	(362)	44	(434)	0	(72)





Figuur 3.13 Verwachte eigen betaling en verwachte ziektekosten voor verzekeraar per eigen risico specifiek voor hulpmiddelen



Figuur 3.14 Fractie verzekerden met kosten hoger dan eigen risico specifiek voor hulpmiddelen

Een reden is dat in de formule voor de verwachte eigen betaling wel de cumulatieve verdelingsfunctie van de positieve ziektekosten voorkomt maar niet de kansdichtheidsfunctie (zie bijlage). Bij de cumulatieve verdelingsfunctie zijn de 'oneffenheden' van de kansdichtheidsfunctie als het ware enigszins gladgestreken.

In figuur 3.13 zijn de verwachte eigen betaling en de verwachte kosten voor de verzekeraar weergegeven als functie van het eigen risico, afgezien van andere effecten. Aangezien de kans op kosten en de gemiddelde kosten specifiek voor hulpmiddelen aanzienlijk lager zijn dan die voor het basispakket, zijn de verschillen tussen beide verwachte eigen betalingen eveneens aanzienlijk. Zo geeft een eigen risico van  $f$  200 specifiek voor hulpmiddelen een verwachte eigen betaling van  $f$  10 tegenover  $f$  143 voor het basispakket.

In figuur 3.14 is de fractie verzekerden afgebeeld met hogere kosten voor hulpmiddelen in een bepaald jaar dan het bedrag aan eigen risico. Ongeveer één procent van de verzekerden heeft kosten voor hulpmiddelen boven de  $f$  1000 in een bepaald jaar. Bij een eigen risico specifiek voor hulpmiddelen bereiken weinig verzekerden het maximum aan eigen betaling vergeleken met een eigen risico voor het basispakket.

Geconcludeerd kan worden dat bij een eigen risico voor hulpmiddelen een uniforme premiekorting op basis van de verwachte eigen betaling laag kan zijn, afgezien van het remgeldeffect. Voor mensen die hulpmiddelen nodig hebben kunnen eigen betalingen dan per saldo relatief grote financiële gevolgen hebben. Een vorm van eigen betaling voor specifieke zorg die weinig mensen gebruiken gaat dan ook gepaard met weinig kanssolidariteit (uniforme premiekorting). Bij een procentuele bijbetaling tot hetzelfde maximum is de maximale financiële achteruitgang groter dan bij een eigen risico. Verder is de verwachte eigen betaling hoger naarmate het pakket waarvoor eigen betalingen gelden omvangrijker is, ceteris paribus. Hierdoor zal de maximale financiële achteruitgang ten opzichte van een volledige verzekering — dat wil zeggen: maximum aan eigen betaling minus premiekorting — kleiner zijn naarmate het pakket waarvoor eigen betalingen gelden omvangrijker is, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie.

### 3.4.3 Tandheelkundige hulp

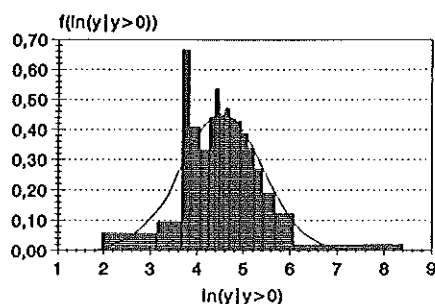
Tandheelkundige hulp is bij dit onderzoek niet in het basispakket opgenomen. De ziekenfondsverzekering (1996) geeft recht op een (gedeeltelijke) vergoeding voor enkele behandelingen tandheelkundige hulp. Veel zorgverzekeraars bieden een aanvullende tandartskostenverzekering aan. Veelal komt voor diegenen die een aanvullende verzekering hebben genomen een bepaald percentage van de kosten voor tandheelkundige hulp voor eigen rekening. Bovendien is de vergoeding vaak aan een bepaald maximum gerelateerd. In deze subparagraaf staat de vraag centraal hoe hoog de verwachte eigen betaling zou zijn geweest indien in plaats van pakketuitdunning was gekozen voor een eigen risico voor 'alle' tandheelkundige hulp in de ziekenfondsverzekering.

In tabel 3.12 staan de basisgegevens vermeld van de kosten voor tandheelkundige hulp. Gemiddeld waren deze kosten in 1993  $f$  101 (ziekenfondsverzekerden). De kans op kosten voor tandheelkundige hulp in een jaar is 0,728. Hierdoor zal bij lage eigen risico's de verwachte eigen betaling specifiek voor tandheelkundige hulp ongeveer even hoog zijn als de verwachte eigen betaling voor het basispakket (*ceteris paribus*). Verder zal bij hoge eigen risico's de verwachte eigen betaling voor het basispakket en specifiek voor tandheelkundige hulp aanzienlijk gaan verschillen vanwege het verschil in gemiddelde kosten. De standaarddeviatie van de logaritme van de positieve tandheelkundige kosten is echter kleiner dan die voor het basispakket. Bij dezelfde verwachte kosten geldt dat de verwachte eigen betaling hoger is naarmate de standaarddeviatie kleiner is (zie voetnoot 4, blz. 20). Hierdoor zal de verwachte eigen betaling voor tandheelkundige hulp hoog zijn.

In figuur 3.15 is de verdeling van de logaritme van de positieve tandheelkundige kosten weergegeven. De empirische verdeling heeft een piek bij  $f$  46. Het gemiddelde en de standaarddeviatie van de logaritme van de positieve tandheelkundige kosten zijn respectievelijk 4,53 en 0,881. De verwachte kosten voor tandheelkundige hulp komen met deze parameters (niet afgerond) uit op  $f$  99. Dit is een onderschatting van slechts  $f$  2 van de gemiddelde kosten. Als correctiefactor is voor de verwachte kosten tand-

Tabel 3.12 Basisgegevens van de kosten tandheelkundige hulp op persoonsniveau

	gemiddelde	standaarddeviatie
kans op kosten	0,728	0,445
kosten	$f$ 101	$f$ 191
$\ln(\text{pos. kosten})$	4,53	0,881



Figuur 3.15 Empirische en theoretische verdeling van de natuurlijke logaritme van de positieve tandheelkundige kosten

heelkundige hulp  $r=1,0234$  genomen. De geschatte standaarddeviatie van de individuele kosten voor tandheelkundige hulp is kleiner dan de empirische, namelijk  $f$  140 versus  $f$  191.

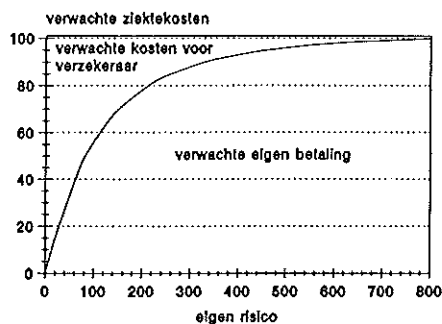
In tabel 3.13 staan voor eigen risico's specifiek voor de kosten van tandheelkundige hulp de gemiddelde en verwachte eigen betaling en standaarddeviatie op persoonsniveau vermeld, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. Het verschil tussen de gemiddelde eigen betaling (empirische verdeling) en de verwachte eigen betaling (theoretische verdeling) is voor de onderscheiden bedragen aan eigen risico maximaal  $f$  3.

In figuur 3.16 zijn de verwachte eigen betaling en de verwachte kosten die voor rekening komen van de verzekeraar uitgezet tegen het eigen risico, afgezien van andere effecten. De verwachte eigen betaling bij een eigen risico specifiek voor tandheelkundige hulp is lager dan die specifiek voor geneesmiddelen maar hoger dan die specifiek voor hulpmiddelen. Bij eigen risico's tot  $f$  100 specifiek voor tandheelkundige hulp is de verwachte eigen betaling relatief, dat wil zeggen: ten opzichte van de gemiddelde kosten, hoog. Bij een stijging van het eigen risico van  $f$  500 naar oneindig (geen verzekering) neemt de verwachte eigen betaling toe met slechts  $f$  5 per persoon. Ofwel, bij een eigen risico van  $f$  500 specifiek voor tandheelkundige hulp zijn de verwachte kosten voor een verzekeraar  $f$  5 per persoon, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie (basis: tandheelkundige kosten ziekenfondsverzekering 1993).

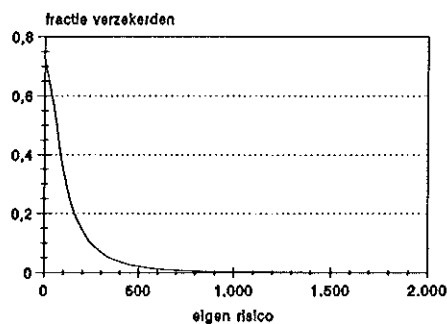
In figuur 3.17 is de fractie verzekerden afgebeeld die hogere kosten voor tandheelkundige hulp hebben dan het bedrag aan eigen risico. Voor tandheelkundige hulp neemt deze fractie bij een toename van het bedrag aan eigen risico

Tabel 3.13 Gemiddelde en verwachte eigen betaling en standaarddeviatie op persoonsniveau als functie van eigen risico voor specifiek tandheelkundige hulp

eigen risico	gem. eigen betaling (standaarddeviatie)		verwachte eigen betaling (standaarddeviatie)		verschil (verw. - gem.)	
0	0	(0)	0	(0)	0	(0)
50	34	(22)	33	(22)	-1	(0)
100	55	(41)	56	(41)	1	(0)
200	76	(70)	78	(71)	2	(1)
300	85	(89)	88	(91)	3	(2)
400	90	(103)	93	(103)	3	(0)
500	94	(113)	96	(112)	2	(-1)
600	96	(121)	98	(119)	2	(-2)
700	97	(126)	99	(123)	2	(-3)
800	98	(130)	100	(127)	2	(-3)
900	98	(133)	100	(129)	2	(-4)
1000	98	(135)	101	(131)	3	(-4)
1500	99	(144)	101	(136)	2	(-8)
2000	100	(147)	101	(138)	1	(-9)
$\infty$	101	(191)	101	(140)	0	(-51)



Figuur 3.16 Verwachte eigen betaling en verwachte kosten voor verzekeraar bij eigen risico specifiek voor tandheelkundige hulp



Figuur 3.17 Fractie verzekerden met hogere tandheelkundige kosten dan het bedrag aan eigen risico

snel af in vergelijking tot dezelfde fractie bij het basispakket.

Samenvattend kan worden geconcludeerd dat veel mensen relatief lage kosten hebben voor tandheelkundige hulp. Bij een (laag) verplicht eigen risico zullen daarom relatief veel kosten voor rekening van de verzekerden komen. Hierdoor is de kostenverschuiving bij een verplicht eigen risico maar weinig minder dan bij een volledige verwijdering van de tandheelkundige hulp uit het ziekenfondspakket. Hetzelfde geldt voor de vermindering van de collectieve lasten. Iemand die niet aanvullend verzekerd is tegen de kosten van tandheelkundige hulp in geval van een volledige verwijdering uit het ziekenfondspakket loopt in principe een 'onbeperkt' financieel risico. De financiële gevolgen kunnen dan aanzienlijk zijn als iemand zich niet aanvullend heeft verzekerd maar wel een noodzakelijke tandheelkundige behandeling van f 5000 moet ondergaan. Bij een eigen risico is de maximale financiële achteruitgang beperkt tot het bedrag aan eigen risico minus de premiekorting. Een eigen risico specifiek voor tandheelkundige hulp zorgt relatief voor weinig financieel risico en een hoge verwachte eigen betaling.

### 3.4.4 Fysiotherapie

Ook voor fysiotherapie geldt dat bepaalde behandelingen niet meer (volledig) in aanmerking komen voor vergoeding door de ziekenfondsverzekering (1996). In deze subparagraaf wordt de verwachte eigen betaling specifiek voor fysiotherapie bepaald als een verplicht eigen risico specifiek voor fysiotherapie wordt geïntroduceerd, afgezien van het remgeldeffect.

De gemiddelde kosten voor fysiotherapie bedroegen in 1993 f 122 (tabel 3.14). De kans op kosten voor fysiothe-

Tabel 3.14 Basisgegevens van de kosten fysiotherapie op persoonsniveau

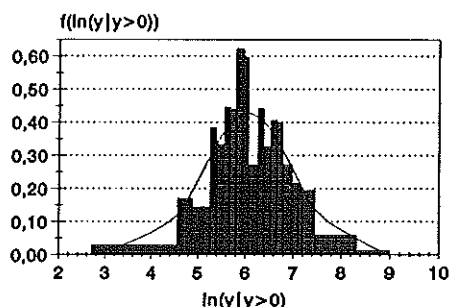
	gemiddelde	standaard-deviatie
kans op kosten	0,190	0,392
kosten	f 122	f 389
ln(pos. kosten)	6,05	0,935

rapie in een jaar is 0,190. In figuur 3.18 is de verdeling van de logaritme van de positieve kosten voor fysiotherapie weergegeven. Bij  $f$  393 heeft de empirische verdeling een piek. Het gemiddelde en de standaarddeviatie van de logaritme van de positieve kosten voor fysiotherapie zijn respectievelijk 6,05 en 0,935. Met het two-partmodel zijn de verwachte kosten voor fysiotherapie  $f$  125; dit is een overschatting van  $f$  3. Als correctiefactor is voor de verwachte kosten voor fysiotherapie  $r=0,9739$  genomen. De verwachte standaarddeviatie van de kosten voor fysiotherapie op persoonsniveau is hoger dan de empirische, namelijk  $f$  421 versus  $f$  389.

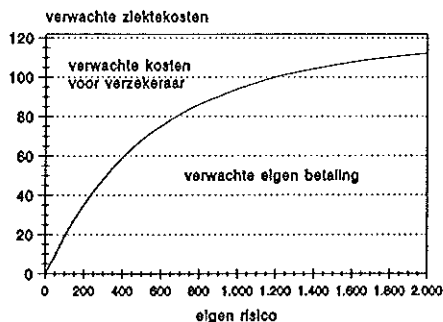
In tabel 3.15 staan voor eigen risico's specifiek voor fysiotherapie de gemiddelde en verwachte eigen betaling en standaarddeviatie op persoonsniveau vermeld, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. Ook voor fysiotherapie wijkt de geschatte eigen betaling weinig af van de gemiddelde eigen betaling. Het verschil in gemiddelde kosten tussen fysiotherapie en tandheelkundige hulp is niet erg groot in vergelijking met het verschil in de kans op kosten. Deze kans is bij fysiotherapie aanmerkelijk kleiner. Hierdoor is bij lage eigen risico's specifiek voor fysiotherapie de verwachte eigen betaling aanzienlijk lager dan die voor tandheelkundige hulp. Bij een eigen risico van  $f$  1000 zijn deze ongeveer gelijk.

Tabel 3.15 Gemiddelde en verwachte eigen betaling en standaarddeviatie op persoonsniveau als functie van eigen risico voor specifiek fysiotherapie

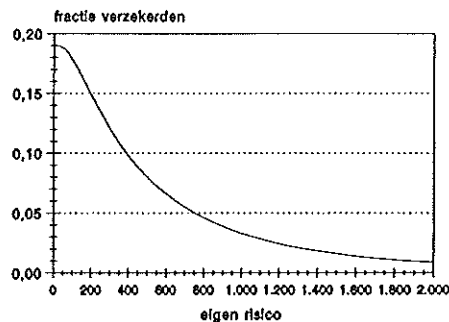
eigen risico	gem. eigen betaling. (standaarddeviatie)		verwachte eigen betaling (standaarddeviatie)		verschil (verw. - gem.)	
0	0	(0)	0	(0)	0	(0)
50	9	(19)	9	(20)	0	(1)
100	19	(39)	19	(39)	0	(0)
200	35	(75)	35	(74)	0	(-1)
300	49	(107)	48	(105)	-1	(-2)
400	61	(135)	59	(133)	-2	(-2)
500	70	(158)	68	(156)	-2	(-2)
600	77	(179)	75	(177)	-2	(-2)
700	83	(198)	81	(196)	-2	(-2)
800	89	(214)	86	(213)	-3	(-1)
900	93	(228)	91	(228)	-2	(0)
1000	96	(241)	94	(241)	-2	(0)
1500	108	(291)	106	(291)	-2	(0)
2000	113	(320)	112	(323)	-1	(3)
$\infty$	122	(389)	122	(421)	0	(32)



Figuur 3.18 Empirische en theoretische verdeling van de natuurlijke logaritme van de positieve kosten fysiotherapie



Figuur 3.19 Verwachte eigen betaling en verwachte kosten voor verzekeraar per eigen risico specifiek voor fysiotherapie



Figuur 3.20 Fractie verzekerden met kosten hoger dan het bedrag aan eigen risico in een jaar (fysiotherapie)

In figuur 3.19 zijn de verwachte eigen betaling en de verwachte kosten voor de verzekeraar uitgezet tegen het bedrag aan eigen risico, afgezien van andere effecten. Vergeleken met het basispakket behoeven verzekerden bij een eigen risico specifiek voor fysiotherapie gemiddeld weinig zelf te betalen. Bijvoorbeeld, bij een eigen risico van  $f$  200 specifiek voor fysiotherapie is de verwachte eigen betaling  $f$  35 terwijl die voor een eigen risico van  $f$  200 voor het basispakket  $f$  143 bedraagt. Tot slot is in figuur 3.20 de fractie verzekerden afgebeeld met hogere kosten voor fysiotherapie dan het bedrag aan eigen risico.

Voor bepaalde behandelingen fysiotherapie komen sinds 1 januari 1996 slechts de eerste negen behandelingen voor vergoeding in aanmerking in plaats van een — in principe — onbeperkte vergoeding op basis van machtigingen (ziekenfondsverzekering). De verwachte eigen betaling zou hoger zijn geweest indien de eerste negen behandelingen zelf zouden moeten worden betaald dan wanneer bijvoorbeeld de tiende tot en met de achttiende behandeling voor eigen rekening komen. In subparagraaf 8.4.2 wordt onder meer stilgestaan bij argumenten tegen eigen betalingen aan de voet ('de eerste ziektekosten') en voor eigen betalingen boven een bepaalde drempel ('de hogere ziektekosten').

### 3.5 Samenvatting en conclusie

Door een vorm van eigen betaling worden naar verwachting de ziektekosten gedeeld tussen verzekeraar en verzekerde. Dit verschijnsel wordt kostendeling genoemd. Daardoor kan een premiekorting worden gegeven. De eigen betaling is het bedrag aan ziektekosten dat voor rekening komt van de verzekerde. Voor een eigen risico, een procentuele bijbetaling tot een bepaald maximum, en een eigen risico gevolgd door een procentuele bijbetaling tot een bepaald maximum is de verwachte eigen betaling per jaar op persoonsniveau bepaald. Hierbij is afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. De verwachte eigen betaling is berekend met kostengegevens van 1993 van ziekenfondsverzekerden. Deze verzekerden hadden

dezelfde, bij benadering volledige, verzekering.

Het gehanteerde basispakket komt bij benadering overeen met het ziekenfondspakket (1996). Als de empirische verdeling van de individuele ziektekosten bekend is bij een volledige verzekering, kan de gemiddelde eigen betaling — hypothetisch — eenvoudig worden bepaald (afgezien van het remgeldeffect en antiselectie). Bij een eigen risico wordt de eigen betaling verkregen door de empirische ziektekosten af te kappen bij het (hypothetische) bedrag aan eigen risico. Voor verzekerden met kosten onder het bedrag aan eigen risico is de eigen betaling gelijk aan de individuele ziektekosten. Verzekerden met ziektekosten hoger dan het bedrag aan eigen risico hebben een eigen betaling die gelijk is aan het eigen risico.

Naast de vaststelling van de gemiddelde empirische eigen betaling is de eigen betaling geschat met het two-partmodel. De ziektekosten zijn dan in twee gedeelten gemodelleerd, namelijk in (1) de kans op ziektekosten in een jaar en (2) de ziektekosten, gegeven dat deze groter dan nul zijn. Het grote voordeel van het two-partmodel is dat met een schatting van slechts drie parameters eenvoudig de verwachte eigen betaling kan worden bepaald, welke zeer goed overeenkomt met de gemiddelde eigen betaling op basis van de empirische verdeling van de ziektekosten, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie.

Bij een verplicht eigen risico van  $f$  200 per persoon per jaar voor het basispakket is de verwachte eigen betaling gelijk aan  $f$  143 (afgezien van het remgeldeffect). De verhouding tussen de verwachte eigen betaling en het bedrag aan eigen risico neemt af naarmate het eigen risico hoger wordt. Zo bedraagt in dit geval de verwachte eigen betaling  $f$  458 bij een eigen risico van  $f$  1000.

De verwachte eigen betaling als gevolg van een procentuele bijbetaling tot een bepaald maximum is rechtstreeks te bepalen met de verwachte eigen betaling bij een eigen risico. Een 25%-bijbetaling over de eerste  $f$  800 aan ziektekosten geeft een eigen betaling die gelijk is aan 25 procent van de eigen betaling bij een eigen risico van  $f$  800, hetgeen naar verwachting  $f$  100 is in dit geval. Bij een gelijk maximum aan eigen betaling geldt dat de verwachte eigen betaling hoger is naarmate het percentage bijbetaling hoger is (afgezien van het remgeldeffect en antiselectie). Dit heeft tot gevolg dat de maximale financiële achteruitgang voor een verzekerde — dat wil zeggen: het maximum aan eigen betaling minus de premiekorting — groter is naarmate het percentage bijbetaling lager is (bij een premiekorting gebaseerd op de verwachte eigen betaling, afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie, en bij eenzelfde maximum aan eigen betaling).

De verwachte eigen betaling is afhankelijk van diverse risicofactoren. Voor het basispakket is de eigen betaling voor jongeren/gezonde mensen in het algemeen lager dan voor ouderen/zorgbehoeftigen. De verwachte eigen betaling bij een eigen risico van  $f$  200 per persoon per jaar is voor mannen in de leeftijdscategorie '5-24'  $f$  99 en voor vrouwen van 65 jaar en ouder  $f$  182. Met de geschatte parameters voor het two-partmodel kan de verwachte eigen betaling worden bepaald waarbij ook rekening wordt gehouden met velerlei andere risicofactoren, maar wordt afgezien van het remgeldeffect en antiselectie (tabel 3.7).

Vervolgens is de verwachte eigen betaling bepaald in geval van een eigen risico specifiek voor een bepaalde zorgvorm, namelijk geneesmiddelen, hulpmiddelen, tandheelkundige hulp en fysiotherapie. Ondanks dat de gebruikte theoretische verdeling van de ziektekosten voor deze specifieke zorgvormen veelal slecht aansluit op de empirische verdeling, wijkt de verwachte eigen betaling (model) weinig af van de gemiddelde eigen betaling (empirie). Vanzelfsprekend geldt dat de verwachte eigen betaling lager is naarmate het pakket waarvoor eigen betalingen gelden minder omvangrijk is. Hierdoor is de maximale financiële achteruitgang groter naarmate de omvang van het pakket, waarop het eigen risico betrekking heeft, kleiner is.

Bij lage bedragen aan eigen risico is de kans op ziektekosten een belangrijke factor voor de omvang van de verwachte eigen betaling. Hierdoor is de eigen betaling voor tandheelkundige hulp gemiddeld hoog en voor hulpmiddelen laag in geval van een vorm van eigen betaling specifiek voor deze zorgvormen. Daardoor is op basis van de kostendeling de premiekorting bij eigen betalingen specifiek voor hulpmiddelen laag. Voor mensen die hulpmiddelen nodig hebben kunnen eigen betalingen daarom relatief grote financiële gevolgen hebben.

Verder geldt dat bij dezelfde verwachte ziektekosten de verwachte eigen betaling hoger is naarmate de standaarddeviatie van de positieve ziektekosten kleiner is (lognormale verdeling, voetnoot 4, blz. 20). De standaarddeviatie van de positieve tandheelkundige kosten is relatief klein: relatief veel mensen hebben kosten die weinig afwijken van de gemiddelde tandheelkundige kosten, terwijl weinig mensen zeer hoge kosten voor tandheelkundige hulp hebben. Dit, in combinatie met de hoge kans op gebruik van tandheelkundige hulp in een jaar, zorgt ervoor dat verzekerden bij een eigen risico specifiek voor tandheelkundige hulp relatief veel zelf moeten betalen (in relatie tot de totale tandheelkundige kosten). Ten opzichte van een volledige verzekering zou de kostenverschuiving bij een eigen risico, afgezien van het remgeldeffect, dus nauwelijks minder omvangrijk zijn dan bij geen verzekering voor tandheelkundige hulp. Bovendien blijft bij een verplicht eigen risico en bijbehorende premiekorting het financiële risico voor iedereen beperkt, terwijl bij een volledige overheveling van de tandheelkundige hulp van de ziekenfondsverzekering naar een (vrijwillige) aanvullende verzekering voor personen zonder aanvullende verzekering het financiële risico in principe onbeperkt is.

De algemene conclusie is dat met een schatting van slechts drie parameters voor het two-partmodel een verwachte eigen betaling kan worden bepaald die zeer goed overeenkomt met de gemiddelde eigen betaling (afgezien van het remgeldeffect en antiselectie). Dit geldt zowel voor het basispakket als voor enkele specifieke zorgvormen.



# Bijlage kostendeling

In hoofdstuk 3 is met de empirische verdeling van de individuele ziektekosten de eigen betaling op persoonsniveau bepaald, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. Daarnaast is het two-partmodel gebruikt om de eigen betaling te schatten. De keuze voor dit model is gebaseerd op de empirische verdeling van de individuele ziektekosten (Duan e.a., 1983, 1984; Hay en Olsen, 1984; Van der Laan, 1988; De Wit en Kastelijn, 1977). Kenmerkend voor de verdeling van de ziektekosten op persoonsniveau is dat: (1) niet iedereen ziektekosten heeft in een bepaald jaar en (2) de positieve ziektekosten scheef naar rechts zijn verdeeld; relatief veel mensen hebben weinig kosten en slechts enkelen hebben extreem hoge kosten. Vandaar dat de ziektekosten in twee gedeelten zijn gemodelleerd, namelijk in (1) de kans op kosten in een jaar en (2) de kosten, gegeven dat deze groter dan nul zijn (de positieve kosten).

In deze bijlage worden de statistische afleidingen gegeven van de verwachte eigen betaling voor verzekeringen met een eigen risico, een procentuele bijbetaling en een combinatie van beide (zie ook: Van de Ven, 1984, blz. 267-270; Van Vliet, 1995). Voorondersteld wordt dat de vorm van eigen betaling voor iedereen geldt zodat antiselectie is uitgesloten. Bovendien wordt aangenomen dat verzekerden niet worden geremd in het gebruikmaken van zorg door eigen betalingen.

## Eigen risico

### Notatie

De volgende grootheden worden geïntroduceerd:

- $Y$  = totale ziektekosten in een bepaald jaar van een individu;
  - $P(Y > 0)$  = kans op ziektekosten in een bepaald jaar van een individu;
  - $Y^*$  =  $Y \mid Y > 0$  = positieve ziektekosten. Voor individuen met kosten gelijk aan nul is deze variabele niet gedefinieerd.
  - $f(y^*)$  = kansdichtheidsfunctie van  $y^*$ ;
  - $F(y^*)$  = cumulatieve verdelingsfunctie van  $y^*$ ;
  - $d$  = bedrag aan eigen risico;
  - $Y_{d,1}$  = ziektekosten boven een eigen risico van  $d$ , ofwel de netto kosten van een individu bij een eigen risico van  $d$  voor de verzekeraar;
- $$Y_{d,1} = \begin{cases} 0 & \text{indien } Y < d; \\ Y - d & \text{indien } Y \geq d; \end{cases}$$

$Y_{d,i}$  = eigen betaling bij een eigen risico van  $d$ ;

$$Y_{d,i} = \begin{cases} Y & \text{indien } Y < d; \\ d & \text{indien } Y \geq d; \end{cases}$$

$$Y_{d,i} = Y - Y_{d,i}. \quad (3.1)$$

### Verwachte ziektekosten

Voor  $Y$ ,  $Y_{d,i}$  en  $Y_{d,i}$  gelden de volgende verwachte waarden:

$$E(Y) = P(Y > 0) \cdot E(Y^*). \quad (3.2)$$

$$E(Y_{d,i}) = P(Y > 0) \cdot P(Y^* > d) \cdot [E(Y^* | Y^* > d) - d]. \quad (3.3)$$

$$E(Y_{d,i}) = P(Y > 0) \cdot \left\{ \int_0^d y^* f(y^*) \delta y^* + d \cdot [1 - F(d)] \right\}. \quad (3.4)$$

In woorden luidt formule (3.3) dat de verwachte ziektekosten boven een eigen risico van  $d$  gelijk zijn aan de kans op ziektekosten hoger dan  $d$  vermenigvuldigd met de verwachte ziektekosten, gegeven dat de ziektekosten hoger zijn dan  $d$ . Van de laatstgenoemde verwachte ziektekosten moet de eigen betaling bij een overschreden bedrag aan eigen risico ( $d$ ) worden afgetrokken omdat deze ziektekosten niet voor rekening komen van de verzekeraar. De risicopremie (verwachte ziektekosten voor een verzekeraar) bij geen eigen risico ( $d=0$ ) is met formule (3.3) gelijk aan formule (3.2).

Door het eigen risico zullen sommige ziektekosten voor eigen rekening komen. De verwachte waarde van de eigen betaling is in formule (3.4) gesplitst in twee gedeelten. Het eerste gedeelte,  $P(Y > 0) \cdot \int_0^d y^* f(y^*) \delta y^*$ , betreft de verwachte eigen

betaling van individuen met ziektekosten lager dan een eigen risico van  $d$ . Het tweede gedeelte,  $P(Y > 0) \cdot d \cdot [1 - F(d)]$ , staat voor de verwachte eigen betaling van individuen met ziektekosten hoger dan een eigen risico van  $d$ . Hun eigen betaling bedraagt  $d$ . De kans dat individuen meer kosten hebben dan  $d$  is gelijk aan  $P(Y > d) = P(Y > 0) \cdot P(Y^* > d) = P(Y > 0) \cdot [1 - F(d)]$ .

Analoog aan formule (3.1) is de risicopremie gelijk aan de verwachte totale ziektekosten minus de verwachte eigen betaling:

$$E(Y_{d,i}) = E(Y) - E(Y_{d,i}). \quad (3.5)$$

### Theoretische verdeling

Tot zover zijn de afleidingen onafhankelijk van de verdelingsfunctie van  $Y^*$ . Uit een studie van Van der Laan (1988) blijkt dat van tien in aanmerking komende

theoretische verdelingen, de lognormale verdeling het beste aansluit op de empirische verdeling van de positieve kosten voor diverse zorgvormen. In de rest van deze bijlage wordt voorondersteld dat  $Y^*$  lognormaal verdeeld is met parameters  $\mu$  en  $\sigma$ . Met deze vooronderstelling geldt dat:

$$Y^* \sim \Lambda(\mu, \sigma^2) \text{ en } \ln(Y^*) \sim N(\mu, \sigma^2).$$

#### Verwachte eigen betaling met $Y^*$ lognormaal verdeeld

Bij een eigen risico van 0 is de verwachte eigen betaling 0 en zijn de verwachte ziektekosten (met  $Y^*$  lognormaal verdeeld) gelijk aan:

$$E(Y) = P(Y > 0) \cdot \exp(\mu + \frac{1}{2}\sigma^2). \quad (3.6)$$

Ten opzichte van de risicopremie bij een volledige verzekering is de premiekorting bij een eigen risico van  $d$  gelijk aan de verwachte eigen betaling, afgezien van het remgeldeffect en antiselectie. Met de vooronderstelling dat  $Y^*$  lognormaal verdeeld is, kunnen van formule (3.4) de grootheden  $\int_0^d y^* f(y^*) \delta y^*$  (A) en  $d \cdot [1 - F(d)]$  (B) worden bepaald:

$$(A) \quad \int_0^d y^* f(y^*) \delta y^* = \int_0^d \frac{y^*}{y^* \sqrt{2\pi} \sigma} \exp(-\frac{1}{2}(\frac{\ln(y^*) - \mu}{\sigma})^2) \delta y^*. \quad (3.7)$$

Stel  $t = (\ln(y^*) - \mu - \sigma^2) / \sigma \Rightarrow \ln(y^*) = t \cdot \sigma + \mu + \sigma^2$  en  $\delta y^* = \exp(t \cdot \sigma + \mu + \sigma^2) \cdot \sigma \delta t$ . Substitutie van deze transformatie in (3.7) geeft:

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{\frac{\ln(d) - \mu - \sigma^2}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} \exp(-\frac{1}{2}(\frac{t \cdot \sigma + \mu + \sigma^2 - \mu}{\sigma})^2) \cdot \exp(t \cdot \sigma + \mu + \sigma^2) \cdot \sigma \delta t = \\ & \exp(\mu + \frac{1}{2}\sigma^2) \cdot \int_{-\infty}^{\frac{\ln(d) - \mu - \sigma^2}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{1}{2}(t)^2) \delta t = \exp(\mu + \frac{1}{2}\sigma^2) \cdot \Phi(c - \sigma), \end{aligned} \quad (3.8)$$

met  $\Phi$  de cumulatieve verdelingsfunctie van de standaard normale verdeling en  $c = (\ln(d) - \mu) / \sigma$ .

$$(B) \quad F(d) = \int_0^d \frac{1}{y^* \sqrt{2\pi} \sigma} \exp(-\frac{1}{2}(\frac{\ln(y^*) - \mu}{\sigma})^2) \delta y^*. \quad (3.9)$$

Stel  $t = (\ln(y^*) - \mu)/\sigma \Rightarrow \ln(y^*) = t \cdot \sigma + \mu$  en  $\delta y^* = \exp(t \cdot \sigma + \mu) \cdot \sigma \delta t$ . Substitutie van deze transformatie in (3.9) geeft:

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{\frac{\ln(d) - \mu}{\sigma}} \frac{1}{\exp(t \cdot \sigma + \mu) \cdot \sqrt{2\pi} \sigma} \exp(-1/2 (\frac{t \cdot \sigma + \mu - \mu}{\sigma})^2) \cdot \exp(t \cdot \sigma + \mu) \cdot \sigma \delta t = \\ & \int_{-\infty}^{\frac{\ln(d) - \mu}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-1/2 (t)^2) \delta t = \Phi((\ln(d) - \mu)/\sigma) = \Phi(c). \end{aligned} \quad (3.10)$$

Het invullen van de uitkomsten (3.8) en (3.10) in (3.4) geeft de volgende verwachte eigen betaling bij een eigen risico van  $d$ :

$$E(Y_{d,t}) = P(Y > 0) \cdot \{ E(Y^*) \cdot \Phi(c - \sigma) + d \cdot [1 - \Phi(c)] \}. \quad (3.11)$$

Deze uitkomst houdt in dat bij de vooronderstelling dat  $Y^*$  lognormaal verdeeld is, voor alle eigen risico's de verwachte eigen betaling eenvoudig kan worden bepaald indien slechts drie parameters bekend zijn, te weten de kans op kosten en de  $\mu$  en  $\sigma$  van de lognormale verdeling.

### Verwachte eigen betaling en kostenverandering

Bij inflatie/deflatie of een andere kostenverandering van  $(r-1) \cdot 100\%$  verandert (3.3) — bij een onveranderd bedrag  $d$  aan eigen risico — in:

$$E(r \cdot Y_{d,t}) = P(Y > 0) \cdot P(r \cdot Y^* > d) \cdot [E(r \cdot Y^* | r \cdot Y^* > d) - d]. \quad (3.3')$$

Voor de verwachte eigen betaling bij een kostenverandering van  $(r-1) \cdot 100\%$  moet (3.4) worden aangepast:

Er geldt:  $r \cdot E(Y) = P(Y > 0) \cdot \int_0^{\infty} r \cdot y^* f(y^*) \delta y^*$ . Substitutie van  $t = y^*/r$  geeft:

$$P(Y > 0) \cdot \int_0^{\infty} y^* \delta F(y^*/r) = P(Y > 0) \cdot \int_0^{\infty} r \cdot t \delta F(t). \text{ Hieruit volgt dat (3.4) wordt:}$$

$$P(Y > 0) \cdot \left\{ \int_0^d y^* \delta F(y^*/r) + d \cdot [1 - F(d/r)] \right\} = P(Y > 0) \cdot \left\{ \int_0^{d/r} r \cdot t \delta F(t) + d \cdot [1 - F(d/r)] \right\}.$$

$$\text{Ofwel: } E(r \cdot Y_{d,t}) = P(Y > 0) \cdot \left\{ r \cdot \int_0^{d/r} y^* f(y^*) \delta y^* + d \cdot [1 - F(d/r)] \right\}. \quad (3.4')$$

Deze uitkomst houdt in dat — onafhankelijk van de verdeling en bij een onveranderd bedrag  $d$  aan eigen risico — de verwachte eigen betaling met minder dan de inflatie toeneemt en dat de risicopremie met meer dan de inflatie stijgt (Klugman, 1984; De Wit, 1986a; Kaas en Van den Brom, 1994). Het bewijs is als volgt. Als het bovenstaande waar is, moet gelden:

$$\begin{aligned}
 r \cdot \int_0^d y^* \delta F(y^*) + d \cdot [1 - F(d/r)] &\leq r \cdot \left\{ \int_0^d y^* \delta F(y^*) + d \cdot [1 - F(d)] \right\} \Leftrightarrow \\
 d/r \cdot [1 - F(d/r)] - d \cdot [1 - F(d)] &\leq \int_{d/r}^d y^* \delta F(y^*). \\
 \int_{d/r}^d y^* \delta F(y^*) &= [x F(x)]_{d/r}^d - \int_{d/r}^d F(y^*) \delta y^* \geq d \cdot F(d) - d/r \cdot F(d/r) - [d - d/r] = \\
 &= d/r \cdot [1 - F(d/r)] - d \cdot [1 - F(d)].
 \end{aligned}$$

Het  $\geq$ -teken geldt aangezien  $F(y^*)$  kleiner of gelijk aan 1 is.

Ter illustratie het volgende voorbeeld. Bij een eigen risico van  $f$  200 en ziektekosten van twee individuen gelijk aan  $f$  50 en  $f$  400 is de eigen betaling respectievelijk  $f$  50 en  $f$  200. Bij een inflatie van 10 procent zijn de kosten respectievelijk  $f$  55 en  $f$  440. Bij de oorspronkelijke kosten van  $f$  50 stijgt in geval van een inflatie van 10 procent de eigen betaling met 10 procent terwijl bij de oorspronkelijke kosten van  $f$  400 de eigen betaling niet verandert omdat het bedrag aan eigen risico van  $f$  200 reeds overschreden was. Bij een eigen risico van  $f$  200 blijven de ziektekosten voor de verzekeraar bij een kostenstijging van  $f$  50 naar  $f$  55 gelijk aan 0 en deze stijgen bij een kostenstijging van  $f$  400 naar  $f$  440 met 20 procent (van  $f$  200 tot  $f$  240). De gemiddelde eigen betaling stijgt van  $f$  125 naar  $f$  127,50 (= 2 procent) en de gemiddelde ziektekosten voor de verzekeraar stijgen van  $f$  100 naar  $f$  120 (= 20 procent).

Met de vooronderstelling dat  $Y^*$  lognormaal verdeeld is, wordt (3.11) met (3.4'):

$$\begin{aligned}
 E(r \cdot Y_{d,i}) &= P(Y > 0) \cdot \{ r \cdot E(Y^*) \cdot \Phi(c' - \sigma) + d \cdot [1 - \Phi(c')] \}, \\
 \text{met } c' &= (\ln(d/r) - \mu) / \sigma.
 \end{aligned} \tag{3.11'}$$

### Variantie van eigen betaling

De variantie van de eigen betaling is een maatstaf die aangeeft hoeveel risico individuen feitelijk zelf lopen bij een eigen risico. Bij afwezigheid van variatie in de eigen betaling — dat wil zeggen: voor ieder individu is de verwachte eigen betaling precies gelijk aan de werkelijke eigen betaling — is een polis met een eigen risico risicoloos. De variantie van de eigen betaling is gedefinieerd als:

$$\text{Var}(Y_{d,1}) = E(Y_{d,1}^2) - (E(Y_{d,1}))^2. \quad (3.12)$$

De laatste term,  $(E(Y_{d,1}))^2$ , is eenvoudig te bepalen door de verwachte waarde van de eigen betaling in het kwadraat te nemen, ofwel formule (3.4)<sup>2</sup>. De eerste term, de verwachte waarde van de gekwadrateerde eigen betaling, moet nader worden beschouwd. In het algemeen geldt:

$$E(Y_{d,1}^2) = P(Y > 0) \cdot \left\{ \int_0^d y^{*2} f(y^*) \delta y^* + d^2 \cdot [1 - F(d)] \right\}. \quad (3.13)$$

Indien  $Y^*$  lognormaal verdeeld is, is de laatste term van (3.13),  $d^2 \cdot [1 - F(d)]$ , gelijk aan  $d^2 \cdot [1 - \Phi(c)]$ . Blijft over  $\int_0^d y^{*2} f(y^*) \delta y^*$ . Met  $Y^*$  lognormaal verdeeld geldt:

$$\int_0^d y^{*2} f(y^*) \delta y^* = \int_0^d \frac{y^{*2}}{y^* \sqrt{2\pi} \sigma} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln(y^*) - \mu}{\sigma}\right)^2\right) \delta y^*. \quad (3.14)$$

Stel  $t = (\ln(y^*) - \mu - 2\sigma^2)/\sigma \rightarrow \ln(y^*) = t \cdot \sigma + \mu + 2\sigma^2$  en  $\delta y^* = \exp(t \cdot \sigma + \mu + 2\sigma^2) \cdot \sigma \delta t$ . Substitutie in (3.14) geeft:

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{\frac{\ln(d) - \mu - 2\sigma^2}{\sigma}} \frac{\exp(t \cdot \sigma + \mu + 2\sigma^2)}{\sqrt{2\pi} \sigma} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{t \cdot \sigma + \mu + 2\sigma^2 - \mu}{\sigma}\right)^2\right) \cdot \exp(t \cdot \sigma + \mu + 2\sigma^2) \cdot \sigma \delta t = \\ & \int_{-\infty}^{c-2\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(2t \cdot \sigma + 2\mu + 4\sigma^2) \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} (t + 2\sigma)^2\right) \delta t = \\ & (\exp(\mu + \frac{1}{2}\sigma^2))^2 \cdot \exp(\sigma^2) \cdot \int_{-\infty}^{c-2\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} (t)^2\right) \delta t = (E(Y^*))^2 \cdot \exp(\sigma^2) \cdot \Phi(c-2\sigma). \end{aligned} \quad (3.15)$$

Uitkomst (3.15) en (3.11) ingevuld in (3.12) geeft:

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y_{d,1}) = & P(Y > 0) \cdot \{ (E(Y^*))^2 \cdot \exp(\sigma^2) \cdot \Phi(c-2\sigma) + d^2 \cdot [1 - \Phi(c)] \} - \\ & \{ P(Y > 0) \}^2 \cdot \{ E(Y^*) \cdot \Phi(c-\sigma) + d \cdot [1 - \Phi(c)] \}^2. \end{aligned} \quad (3.16)$$

### Variantie en kostenverandering

Door een kostenverandering, bijvoorbeeld inflatie, zal — bij een onveranderd eigen risico van  $d$  — de variantie van de eigen betaling veranderen. De afleiding van de variantie van de eigen betaling bij een kostenverandering gaat analoog aan die bij de verwachte eigen betaling. Zonder een aanname over de verdeling van  $Y^*$  is bij een kostenverandering van  $(r-1) \cdot 100\%$  de variantie van de eigen betaling — met behulp van (3.4') — gelijk aan:

$$\begin{aligned} \text{Var}(r.Y_{d,t}) = & P(Y>0) \cdot \left\{ r \cdot \int_0^{d/r} y^{*2} f(y^*) \delta y^* + d^2 \cdot [1-F(d/r)] \right\} - \\ & \{P(Y>0)\}^2 \cdot \left\{ r \cdot \int_0^{d/r} y^* f(y^*) \delta y^* + d \cdot [1-F(d/r)] \right\}^2. \end{aligned} \quad (3.17)$$

Met  $Y^*$  lognormaal verdeeld wordt (3.17) met behulp van (3.11'):

$$\begin{aligned} \text{Var}(r.Y_{d,t}) = & P(Y>0) \cdot \left\{ r \cdot (E(Y^*))^2 \cdot \exp(\sigma^2) \cdot \Phi(c'-2\sigma) + d^2 \cdot [1-\Phi(c')] \right\} - \\ & \{P(Y>0)\}^2 \cdot \left\{ r \cdot E(Y^*) \cdot \Phi(c'-\sigma) + d \cdot [1-\Phi(c')] \right\}^2, \text{ met } c' = (\ln(d/r) - \mu)/\sigma. \end{aligned} \quad (3.16')$$

Met de vooronderstelling dat  $Y^*$  lognormaal verdeeld is, kunnen alle bovenstaande grootheden worden bepaald indien  $P(Y>0)$ ,  $\mu$  en  $\sigma$  bekend zijn (en  $r$ ).

## Procentuele bijbetaling

### Notatie

Naast de grootheden die bij een eigen risico zijn geïntroduceerd, zijn bij een procentuele bijbetaling de volgende grootheden van belang:

- $b$  = fractie van de kosten die zelf moeten worden betaald ( $0 < b \leq 1$ );
- $m$  = maximum aan eigen betaling;
- $\Rightarrow m/b$  = maximum aan kosten waarvan een gedeelte zelf moet worden betaald;
- $Y_{b,m,t}$  = netto ziektekosten voor een verzekeraar bij een bijbetaling van  $b \cdot 100\%$  tot  $m$ . Anders geschreven:

$$Y_{b,m,t} = \begin{cases} (1-b) \cdot Y & \text{indien } Y < m/b; \\ Y - m & \text{indien } Y \geq m/b; \end{cases}$$

$Y_{b,m,t}$  = eigen betaling. Anders geschreven:

$$Y_{b,m,t} = \begin{cases} b \cdot Y & \text{indien } Y < m/b; \\ m & \text{indien } Y \geq m/b; \end{cases}$$

$$Y_{b,m,t} = Y - Y_{b,m,t}. \quad (3.18)$$

Met  $b=1$  komt een procentuele bijbetaling overeen met een eigen risico van  $d$  (de  $m$  bij een procentuele bijbetaling is dan gelijk aan  $d$ ).

**Verwachte ziektekosten**

Voor  $Y_{b,m,i}$  en  $Y_{b,m,i}$  gelden de volgende verwachte waarden:

$$E(Y_{b,m,i}) = b \cdot P(Y > 0) \cdot \left\{ \int_0^{\infty} \min(y^*, m/b) \cdot f(y^*) \delta y^* \right\} = \\ P(Y > 0) \cdot \left\{ b \cdot \int_0^{m/b} y^* f(y^*) \delta y^* + m \cdot P(Y^* > m/b) \right\}. \quad (3.19)$$

$$E(Y_{b,m,i}) = E(Y) - E(Y_{b,m,i}). \quad (3.20)$$

**Verwachte eigen betaling met  $Y^*$  lognormaal verdeeld**

De afleiding van de verwachte eigen betaling als functie van de procentuele bijbetaling ( $b \cdot 100\%$ ) en het maximum aan eigen betaling ( $m$ ) is analoog aan die bij het eigen risico. In plaats van  $d$  moet  $m/b$  worden ingevuld:

$$E(Y_{b,m,i}) = P(Y > 0) \cdot \{ b \cdot E(Y^*) \cdot \Phi(e - \sigma) + m \cdot [1 - \Phi(e)] \}, \text{ met } e = (\ln(m/b) - \mu) / \sigma. \quad (3.21)$$

Deze uitkomst houdt in dat onder de vooronderstelling dat  $Y^*$  lognormaal verdeeld is, voor alle percentages bijbetaling en maxima aan eigen betaling de verwachte eigen betaling kan worden bepaald indien slechts drie parameters bekend zijn, te weten de kans op kosten en de  $\mu$  en  $\sigma$  van de lognormale verdeling.

**Verwachte eigen betaling en kostenverandering**

Bij inflatie of een andere kostenverandering van  $(r-1) \cdot 100\%$  verandert (3.21) — bij onveranderde  $b$  en  $m$  — in (afleiding analoog aan die bij het eigen risico):

$$E(r \cdot Y_{b,m,i}) = P(Y > 0) \cdot \{ b \cdot r \cdot E(Y^*) \cdot \Phi(e' - \sigma) + m \cdot [1 - \Phi(e')] \}, \\ \text{met } e' = \ln(m/(b \cdot r)) - \mu / \sigma. \quad (3.21')$$

**Variantie van eigen betaling**

In het algemeen geldt bij een bijbetaling van  $b \cdot 100\%$  met een maximum aan eigen betaling van  $m$  dat de variantie van de eigen betaling gelijk is aan:

$$\text{Var}(Y_{b,m,i}) = E(Y_{b,m,i}^2) - (E(Y_{b,m,i}))^2. \quad (3.22)$$

Analoog aan de variantie van de eigen betaling bij een eigen risico geldt:

$$E(Y_{b,m,i}^2) = P(Y > 0) \cdot \left\{ b^2 \cdot \int_0^{m/b} y^{*2} f(y^*) \delta y^* + m^2 \cdot [1 - F(m/b)] \right\}. \quad (3.23)$$

Indien  $Y^*$  lognormaal verdeeld is, is (3.22) gelijk aan:

$$\text{Var}(Y_{b,m,i}) = P(Y > 0) \cdot \{ b^2 \cdot (E(Y^*))^2 \cdot \exp(\sigma^2) \cdot \Phi(e - 2\sigma) + m^2 \cdot [1 - \Phi(e)] \} - \\ \{ P(Y > 0) \}^2 \cdot \{ b \cdot E(Y^*) \cdot \Phi(e - \sigma) + m \cdot [1 - \Phi(e)] \}^2. \quad (3.24)$$



### Variantie en kostenverandering

Zonder een aanname over de verdeling van  $Y^*$  is bij een kostenverandering van  $(r-1) \cdot 100\%$  de variantie van de eigen betaling gelijk aan:

$$\begin{aligned} \text{Var}(r.Y_{b,m,i}) = & P(Y>0) \cdot \left\{ b^2 \cdot r \cdot \int_0^{m/(b \cdot r)} y^{*2} f(y^*) \delta y^* + m^2 \cdot [1-F(m/(b \cdot r))] \right\} - \\ & \{P(Y>0)\}^2 \cdot \left\{ b \cdot r \cdot \int_0^{m/(b \cdot r)} y^* f(y^*) \delta y^* + m \cdot [1-F(m/(b \cdot r))] \right\}^2. \end{aligned} \quad (3.25)$$

Met  $Y^*$  lognormaal verdeeld wordt (3.25):

$$\begin{aligned} \text{Var}(r.Y_{b,m,i}) = & P(Y>0) \cdot \left\{ b^2 \cdot r \cdot (E(Y^*))^2 \cdot \exp(\sigma^2) \cdot \Phi(e' - 2\sigma) + m^2 \cdot [1-\Phi(e')] \right\} - \\ & \{P(Y>0)\}^2 \cdot \left\{ b \cdot r \cdot E(Y^*) \cdot \Phi(e' - \sigma) + m \cdot [1-\Phi(e')] \right\}^2, \text{ met } e' = \ln(m/(b \cdot r) - \mu)/\sigma. \end{aligned} \quad (3.24')$$

### Afsluitend

De afleidingen zijn gebaseerd op een procentuele bijbetaling. De afleidingen van de verwachte eigen betaling en de variantie van de eigen betaling bij een procentuele bijbetaling komen echter volledig overeen met de afleidingen bij het eigen risico. Immers, er geldt dat:

$$E(Y_{b,m,i}) = b \cdot E(Y_{d=m/b,i}). \quad (3.26)$$

$$E(r.Y_{b,m,i}) = b \cdot E(r.Y_{d=m/b,i}). \quad (3.26')$$

$$\text{Var}(Y_{b,m,i}) = b^2 \cdot \text{Var}(Y_{d=m/b,i}). \quad (3.27)$$

$$\text{Var}(r.Y_{b,m,i}) = b^2 \cdot \text{Var}(r.Y_{d=m/b,i}). \quad (3.27')$$

In woorden is het bewijs van formule (3.26) als volgt: de verwachte eigen betaling bij een procentuele bijbetaling van  $b \cdot 100\%$  met een maximum aan eigen betaling van  $m$  is de fractie  $b$  van de verwachte ziektekosten tot het maximum aan ziektekosten waarvoor de bijbetaling geldt:  $m/b$ . Met behulp van formule (3.11') en  $Y^*$  lognormaal verdeeld, kan formule (3.26') analytisch worden bewezen:

$$\begin{aligned} b \cdot E(r.Y_{d=m/b,i}) = & b \cdot P(Y>0) \cdot \left\{ r \cdot E(Y^*) \cdot \Phi(e' - \sigma) + d \cdot [1-\Phi(e')] \right\} = \\ & P(Y>0) \cdot \left\{ b \cdot r \cdot E(Y^*) \cdot \Phi(e' - \sigma) + b \cdot m/b \cdot [1-\Phi(e')] \right\} = E(r.Y_{b,m,i}). \end{aligned}$$

Het bewijs van (3.27') gaat analoog, met behulp van (3.16'):

$$\begin{aligned}
b^2 \cdot \text{Var}(r \cdot Y_{d=mb, \uparrow}) &= b^2 \cdot P(Y > 0) \cdot \{ r \cdot (E(Y^*))^2 \cdot \exp(\sigma^2) \cdot \Phi(e' - 2\sigma) + (m/b)^2 \cdot [1 - \Phi(e')] \} - \\
&\quad b^2 \cdot \{P(Y > 0)\}^2 \cdot \{ r \cdot E(Y^*) \cdot \Phi(e' - \sigma) + m/b \cdot [1 - \Phi(e')] \}^2 = \\
&\quad P(Y > 0) \cdot \{ b^2 \cdot r \cdot (E(Y^*))^2 \cdot \exp(\sigma^2) \cdot \Phi(e' - 2\sigma) + m^2 \cdot [1 - \Phi(e')] \} - \\
&\quad \{P(Y > 0)\}^2 \cdot \{ b \cdot r \cdot E(Y^*) \cdot \Phi(e' - \sigma) + m \cdot [1 - \Phi(e')] \}^2 = \text{Var}(r \cdot Y_{b, m, \uparrow}).
\end{aligned}$$

## Combinatie eigen risico en procentuele bijbetaling

Bij een eigen risico aan de voet gecombineerd met een procentuele bijbetaling moeten de ziektekosten tot het bedrag aan eigen risico volledig zelf worden betaald. Van de ziektekosten boven het bedrag aan eigen risico moet een bepaald percentage zelf worden betaald tot een bepaald maximum.

### Notatie

- $d$  = bedrag aan eigen risico;  
 $b$  = fractie van de kosten die zelf moeten worden betaald boven eigen risico van  $d$  ( $0 < b < 1$ );  
 $m$  = maximum aan eigen betaling (eigen risico en procentuele bijbetaling gezamenlijk);  
 $\Rightarrow g$  =  $d + (m-d)/b$  = maximum aan ziektekosten waarvan een gedeelte zelf moet worden betaald;  
 $Y_{d, b, m, \uparrow}$  = netto ziektekosten voor een verzekeraar bij een eigen risico van  $d$  en daarboven een bijbetaling van  $b \cdot 100\%$  tot maximaal  $m$ .  
 Anders geschreven:

$$Y_{d, b, m, \uparrow} = \begin{cases} 0 & \text{indien } Y < d; \\ (1-b) \cdot (Y-d) & \text{indien } d \leq Y < g; \\ Y - m & \text{indien } Y \geq g; \end{cases}$$

$Y_{d, b, m, \downarrow}$  = eigen betaling. Anders geschreven:

$$Y_{d, b, m, \downarrow} = \begin{cases} Y & \text{indien } Y < d; \\ d + b \cdot (Y-d) & \text{indien } d \leq Y < g; \\ m & \text{indien } Y \geq g; \end{cases}$$

$$Y_{d, b, m, \uparrow} = Y - Y_{d, b, m, \downarrow}. \quad (3.28)$$

### Verwachte eigen betaling

De verwachte waarde van de eigen betaling,  $E(Y_{d,b,m,i})$ , kan geheel worden gebaseerd op de verwachte eigen betaling bij eigen risico's. Naar analogie van (3.26) kan ter verkrijging van de verwachte waarde van de eigen betaling  $b$  keer de verwachte eigen betaling bij een eigen risico van  $g$  worden genomen plus  $(1-b)$  keer de verwachte eigen betaling bij een eigen risico van  $d$ . In formule:

$$E(Y_{d,b,m,i}) = P(Y>0) \cdot (1-b) \cdot \left\{ \int_0^d y^* f(y^*) \delta y^* + d \cdot [1-F(d)] \right\} + \\ P(Y>0) \cdot b \cdot \left\{ \int_0^g y^* f(y^*) \delta y^* + g \cdot [1-F(g)] \right\}. \quad (3.29)$$

Algemeen geldt dat:

$$E(Y_{d,b,m,i}) = (1-b) \cdot E(Y_{d,i}) + b \cdot E(Y_{g,i}). \quad (3.30)$$

$$E(r \cdot Y_{d,b,m,i}) = (1-b) \cdot E(r \cdot Y_{d,i}) + b \cdot E(r \cdot Y_{g,i}). \quad (3.30')$$

### Variantie van eigen betaling

De variantie van de eigen betaling bij polissen met een eigen risico gevolgd door een procentuele bijbetaling is gedefinieerd als:

$$\text{Var}(Y_{d,b,m,i}) = E(Y_{d,b,m,i}^2) - (E(Y_{d,b,m,i}))^2. \quad (3.31)$$

Met behulp van (3.30) is  $E(Y_{d,b,m,i}^2)$  gelijk aan:

$$E(Y_{d,b,m,i}^2) = E(\{(1-b) \cdot Y_{d,i} + b \cdot Y_{g,i}\}^2) = E((1-b)^2 \cdot Y_{d,i}^2 + 2b \cdot (1-b) \cdot Y_{d,i} \cdot Y_{g,i} + b^2 \cdot Y_{g,i}^2) \\ = (1-b)^2 \cdot E(Y_{d,i}^2) + 2b \cdot (1-b) \cdot E(Y_{d,i} \cdot Y_{g,i}) + b^2 \cdot E(Y_{g,i}^2). \quad (3.32)$$

Tot nu toe is  $E(Y_{d,i} \cdot Y_{g,i})$  onbekend. Deze grootheid laat zich splitsen in drie gedeelten, namelijk in het gedeelte dat de kosten onder  $d$  betreft, tussen  $d$  en  $g$ , en tot slot boven  $g$ . Er geldt:

$$E(Y_{d,i} \cdot Y_{g,i}) = P(Y>0) \cdot \left\{ \int_0^d y^* f(y^*) \delta y^* + d \cdot \int_d^g y^* f(y^*) \delta y^* + d \cdot g \cdot P(Y^* > g) \right\} = \\ P(Y>0) \cdot \{ E(Y_{d,i}^2) + d \cdot [E(Y_{g,i}) - E(Y_{d,i})] \}. \quad (3.33)$$

Substitutie van (3.33) in (3.32) geeft:

$$E(Y_{d,b,m,i}^2) = (1-b)^2 \cdot E(Y_{d,i}^2) + \\ 2b \cdot (1-b) \cdot \{ E(Y_{d,i}^2) + d \cdot [E(Y_{g,i}) - E(Y_{d,i})] \} + b^2 \cdot E(Y_{g,i}^2). \quad (3.34)$$

Voor de variantie van de eigen betaling zijn nu alle grootheden bekend. Substitutie van (3.34) en (3.30) in (3.31) geeft:

$$\text{Var}(Y_{d,b,m,i}) = (1-b)^2 \cdot E(Y_{d,i}^2) + 2b \cdot (1-b) \cdot d \cdot [E(Y_{g,i}) - E(Y_{d,i})] + b^2 \cdot E(Y_{g,i}^2) - \{ (1-b) \cdot E(Y_{d,i}) + b \cdot E(Y_{g,i}) \}^2. \quad (3.35)$$

Formule (3.35) kan worden herschreven als:

$$\text{Var}(Y_{d,b,m,i}) = (1-b)^2 \cdot \text{Var}(Y_{d,i}) + b^2 \cdot \text{Var}(Y_{g,i}) + 2b \cdot (1-b) \cdot \{ E(Y_{d,i}^2) + d \cdot [E(Y_{g,i}) - E(Y_{d,i})] - E(Y_{g,i}) \cdot E(Y_{d,i}) \}. \quad (3.36)$$

Formule (3.36) is feitelijk niets anders dan een toepassing van de algemene formule voor de variantie van de gewogen som van twee gecorreleerde variabelen<sup>1</sup>, met in dit geval als variabelen  $Y_{d,i}$  en  $Y_{g,i}$ .

### Variantie en kostenverandering

Tot slot de formule voor de variantie van de eigen betaling bij een eigen risico gevolgd door een procentuele bijbetaling bij een kostenverandering van  $(r-1) \cdot 100\%$ :

$$\text{Var}(r \cdot Y_{d,b,m,i}) = (1-b)^2 \cdot \text{Var}(r \cdot Y_{d,i}) + b^2 \cdot \text{Var}(r \cdot Y_{g,i}) + 2b \cdot (1-b) \cdot \{ E(r \cdot Y_{d,i}^2) + d \cdot [E(r \cdot Y_{g,i}) - E(r \cdot Y_{d,i})] - E(r \cdot Y_{g,i}) \cdot E(r \cdot Y_{d,i}) \}. \quad (3.36')$$

<sup>1</sup>  $\text{Var}(a \cdot X + b \cdot Y) = a^2 \cdot \text{Var}(X) + b^2 \cdot \text{Var}(Y) + 2 \cdot a \cdot b \cdot \text{Cov}(X, Y).$

# 4 Remgeldeffect

## 4.1 Inleiding

De introductie van een vorm van eigen betaling, ofwel minder verzekering, kan een consumptieremmend effect hebben omdat dan naast de premie een gedeelte van de ziektekosten zelf moet worden betaald. Deze kostenvermindering wordt aangeduid met het remgeldeffect.

Andersom geredeneerd, namelijk de situatie waarin meer verzekering wordt geïntroduceerd, kan er een moral-hazardeffect optreden. Dit effect wordt ook wel de meerconsumptie als gevolg van verzekering genoemd. Naarmate men meer en beter verzekerd is, heeft men minder prikkels om het optreden van een onder de verzekeringsdekking vallende gebeurtenis te vermijden, omdat men niet meer de volledige financiële gevolgen van de eigen acties ondervindt. Een dergelijke omschrijving van 'moral hazard' (moreel risico, mentaliteitsrisico) is te vinden in het artikel 'Risk, incentives and insurance: the pure theory of moral hazard' van Stiglitz (1983).

De verminderde motivatie in geval van verzekering om schade te voorkomen en eventuele schade zo beperkt mogelijk te houden<sup>1</sup>, komt voort uit drie factoren, namelijk: risico, verzekering en imperfecte (asymmetrische) informatie (Stiglitz, 1983). Individuen die niet risicoavers zijn, zullen bij een premiestructuur volgens het equivalentiebeginsel geen verzekering kopen, ook al is er sprake van risico (financiële onzekerheid). Moral hazard doet zich dan niet voor. Bij zowel risico als verzekering en van perfect symmetrische informatie tussen verzekeraar en verzekerde zouden in theorie alle handelingen in het verzekeringscontract kunnen worden gespecificeerd en zouden deze perfect kunnen worden gecontroleerd, zodat moral hazard is uitgesloten.

Naar verwachting zal het gebruikmaken van medische zorg door een individu afhankelijk zijn van diens ziektekostenverzekering(sdekking). Aanbieders van zorg kunnen echter ook rekening houden met de verzekering(sdekking) van hun patiënten (subparagraaf 4.4.4). Daarom wordt onderscheid gemaakt tussen vraaggeïnduceerde moral hazard en aanbodgeïnduceerde moral hazard.

Verder kan verzekering een effect hebben op de prijs van medische zorg (Goddeeris, 1984a, 1984b). Verzekeringen stimuleren (de implementatie van) medisch-technologische ontwikkelingen. Hierdoor zal naar verwachting de prijs van medische zorg op een hoger niveau uitkomen dan de prijs die bij afwezigheid van ziektekostenverzekeringen tot stand zou komen.

---

<sup>1</sup> Het moral-hazardeffect kan zo op een soortgelijke wijze worden gezien als die waarop de ziektekosten met het two-partmodel zijn gemodelleerd, namelijk als (1) de kans op ziektekosten in een jaar en (2) de ziektekosten, gegeven dat deze groter dan nul zijn.

Onder de term *moral hazard*, dus zonder toevoegingen, wordt hier verstaan vraaggeïnduceerde *moral hazard*. Dit hoofdstuk gaat met name over (vraaggeïnduceerde) *moral hazard*.

In de tweede paragraaf worden enkele definities van *moral hazard* gegeven. Na enkele theoretische uiteenzettingen over de relatie tussen verzekering(sdekking) en de verwachte zorgconsumptie (paragraaf 4.3) zullen in paragraaf 4.4 problemen worden besproken die zich voordoen bij empirisch onderzoek naar het *moral-hazardeffect*. Het RAND-ziektekostenverzekeringsexperiment wordt besproken in paragraaf 4.5. Onderzoek naar de prijsgevoeligheid van de vraag naar medische zorg in Nederland komt in paragraaf 4.6 aan de orde. In paragraaf 4.7 wordt een overzicht gegeven van de uitkomsten van buitenlands onderzoek naar het *moral-hazardeffect*. Het effect van ziektekostenverzekering op de gezondheidstoestand wordt in paragraaf 4.8 besproken.

## 4.2 Definitie *moral hazard*

Hantering van het concept '*moral hazard*' heeft zijn origine in de scheepvaartverzekering (Borch, 1990). Met de oude standaard scheepvaartverzekeringspolis van Lloyd's, bekend als de 'Ship and Goods'-polis, waren fysieke risico's ('physical hazards') volledig gedekt. Onder fysieke risico's werden onder andere gevaren op zee verstaan, zoals storm. Morele risico's ('moral hazards') vielen niet onder de verzekeringsdekking. Het bleek moeilijk om dergelijke risico's te omschrijven. Want wat moet exact onder *moral hazard* worden verstaan indien zelfs bijvoorbeeld *baratterie*<sup>2</sup> werd gedekt door de 'Ship and Goods'-polis? Dit bedrog wordt veelal juist gezien als een typisch voorbeeld van *moral hazard*.

Dickerson (1968) onderscheidde drie soorten risico's, namelijk het fysieke, morele en wettelijke risico. Met fysieke risico's wordt gerefereerd aan karakteristieken die mogelijk schade opleveren. Deze risico's worden geassocieerd met tastbare kenmerken van het onderhavige subject en diens omgeving. Daarentegen worden morele risico's omschreven als de ontastbare schadekarakteristieken van verzekerden. Oneerlijkheid, onzorgvuldigheid, onverschilligheid en gebrek aan volharding en doorzettingsvermogen van de verzekerde om schade te voorkomen en in geval van schade deze zo gering mogelijk te houden zijn elementen van *moral hazard*. Het wettelijke risico is eveneens immaterieel. Dit risico refereert aan schaden vanwege de wettelijke omgeving. Alhoewel het wettelijke risico vooral van belang is bij verzekering tegen wettelijke aansprakelijkheid, is dit risico ook van betekenis bij andere verzekeringen, bijvoorbeeld ziektekostenverzekering.

---

<sup>2</sup> In de twaalfde uitgave van de *Grote Van Dale* wordt *baratterie* omschreven als: "bedrog, iedere onrechtmatige daad van de gezagvoerder of de bemanning van een schip, ten nadele van bevrachter, reder of assuradeur."

Arrow (1963) gaf de volgende uiteenzetting over moral hazard. Een van de praktische beperkingen van verzekering is dat door verzekering prikkels om schade te voorkomen, worden verminderd. In de realiteit kan echter de verantwoordelijkheid van de verzekerde niet strikt worden gescheiden van hetgeen voor de verzekerde onbeheersbaar is. Bijvoorbeeld, het uitbreken van brand in iemands woning is vermoedelijk grotendeels onbeheersbaar voor de bewoner, maar de kans op brand wordt beïnvloed door de mate van zorgvuldigheid en preventie. Zelfs brandstichting is een mogelijkheid, zij het een extreem geval. Overeenkomstig kan bij ziektekostenverzekering worden gesteld dat de individuele kosten van medische zorg niet volledig worden bepaald door de ziekten waarmee iemand wordt geconfronteerd, maar dat deze kosten mede afhangen van keuzen van artsen en de bereidheid van de patiënt om medische zorg te gebruiken.

Pauly (1968) stelde dat moral hazard door ziektekostenverzekering in feite weinig te doen heeft met moraliteit. Volgens hem waren verzekeraars sterk geneigd om moral hazard te beschouwen als een moreel of ethisch probleem. Verzekeraars hanteerden in dezen emotionele woorden als schoolziek en zwaarmoedigheid, en associeerden moral hazard vooral met fraude. Pauly gaf voorbeelden van omschrijvingen die dergelijk getinte waardeoordelen illustreren: 'moral hazard is iedere afwijking van correct gedrag die een probleem kan opleveren voor een verzekeraar' en 'moral hazard weerspiegelt het risico dat voortkomt uit het gebrek van individuen om de geaccepteerde morele standaard te handhaven wanneer zij door verzekering zijn beïnvloed'.

Pauly stelde tegenover zulke opvattingen dat moral hazard vanwege ziektekostenverzekering kan worden geanalyseerd en verklaard met economische theorie. De medische zorg die een individu vraagt, hangt onder andere af van diens inkomen, smaak en ziektebeeld, maar ook van de prijs die voor medische zorg wordt gevraagd. Het effect van ziektekostenverzekering is dat een individu (gedeeltelijk) schadeloos wordt gesteld voor de kosten van medische behandelingen. Bij een volledige verzekering(sdekking) is de prijs van zorg voor de verzekerde gedaald tot nul. Afgevraagd kan worden of door verzekering iets aan het willekeurige karakter van ziekten zal veranderen. De willekeur in *ziektekosten* is echter wel afhankelijk van de individuele prijsgevoeligheid van de vraag naar medische zorg. Pauly verstond onder moral hazard het verschijnsel dat vanwege ziektekostenverzekering de marginale kosten van medische zorg voor verzekerden lager zijn dan bij afwezigheid van verzekering, waardoor verzekerden — in geval van een prijselastische vraag — meer zullen gaan consumeren. De hogere medische consumptie door ziektekostenverzekering is niet zozeer het gevolg van moreel verval maar van rationeel economisch gedrag.

Vervolgens schreef Arrow (1968) dat de meerconsumptie als gevolg van verzekering rationeel gedrag van de kant van verzekerden is indien verder geen beperkingen zijn opgelegd. Volgens Arrow volgt hieruit niet dat er geen beperkingen zouden moeten worden opgelegd. Bovendien zouden individuen voor zichzelf bepaalde begrenzingspunten kunnen stellen. De allocatie van middelen zal zeker niet

optimaal zijn wanneer individuen vrij zijn om te consumeren vanwege verzekering ('de verzekeringsmaatschappij betaalt toch wel'). Arrow gaf drie redenen waarom een 'betere' verdeling tot stand kan komen: (1) een gedetailleerde controle van de individuele ziektekosten door de verzekeraar, met als gevolg dat alleen 'normale' kosten voor vergoeding in aanmerking komen, (2) verzekeraars mogen vertrouwen op de professionele ethiek van artsen dat zij niet onnodig dure behandelingen voorschrijven en (3) verzekeraars mogen eveneens vertrouwen op de bereidheid van individuen om zich te gedragen volgens algemeen geaccepteerde normen.

In later verschenen artikelen wordt doorgaans bij de definitie van moral hazard niet naar een oorzaak verwezen. Zo definieerde Shavell (1979) moral hazard als de neiging tot verandering van het gedrag van individuen om schade te voorkomen vanwege bescherming door verzekering. Holmström (1979) omschreef moral hazard op een soortgelijke wijze: moral hazard kan zich voordoen wanneer individuen zich begeven in risicodeling (verzekering) onder de voorwaarde dat hun eigen handelen invloed heeft op de schadeverdeling.

Samenvattend kan worden geconcludeerd dat bij de omschrijving van het begrip moral hazard het accent in de loop van de tijd enigszins is verschoven van immoreel handelen (fraude) naar rationeel handelen (economische afweging). Of met moral hazard vooral misbruik of misgebruik wordt bedoeld, is wellicht ook van het type verzekering afhankelijk. Zo zal bij brand- en reisverzekering eerder worden gedacht aan fraude dan bij ziektekostenverzekering.

In dit hoofdstuk zal onder het moral-hazardeffect worden verstaan: de extra kosten van meer en/of duurdere zorg als gevolg van verzekering. Ziektekostenverzekering kan leiden tot onnodige en onnodig dure zorg (Van de Ven, 1993, blz. 123). Aan de verwachte meerkosten vanwege meer verzekering(sdekking) zal geen waardeoordeel worden toegekend. Bij hantering van deze definitie is de term meerkosten eigenlijk beter dan het moral-hazardeffect omdat de term meerkosten niet naar een oorzaak verwijst. Dit wordt geïllustreerd met het volgende voorbeeld. Een patiënt blijft in leven slechts indien een medische behandeling ter waarde van 100.000 gulden wordt verkregen. Deze patiënt ziet af van behandeling wanneer deze noodzakelijke medische zorg niet wordt vergoed door de verzekeraar. Wanneer in dit geval zijn verzekeraar alsnog besluit deze behandeling wel te vergoeden, dan kan worden afgevraagd of verzekering een moral-hazardeffect veroorzaakt of dat slechts sprake is van meerkosten indien de patiënt deze behandeling ondergaat.

Het moral-hazardeffect en de meerkosten van zorg als gevolg van meer verzekering(sdekking) zullen in dit hoofdstuk als synoniemen worden beschouwd. Het moral-hazardeffect is het effect op de hoogte van de ziektekosten vanwege meer verzekering(sdekking). Andersom geredeneerd: als gevolg van een vermindering van verzekering kan er sprake zijn van een remgeldeffect; de eigen betalingen kunnen zorgen voor een remmend effect op de vraag naar medische zorg, waardoor een kostenvermindering optreedt.



### 4.3 Enkele theoretische beschouwingen

In deze paragraaf zal vanuit economisch perspectief het moral-hazardeffect (meer-kosten door verzekering) worden toegelicht. Voor de patiënt is de ervaren prijs van medische zorg afhankelijk van de vorm van eigen betaling. Bij een eigen bijdrage en bij een procentuele bijbetaling is de ervaren prijs absoluut respectievelijk relatief constant over de tijd. Dit geldt echter niet wanneer over een bepaalde periode een maximum aan eigen betaling wordt gehanteerd. Immers, individuen die op een gegeven moment het maximum aan eigen betaling bereiken, zijn gedurende de resterende periode volledig verzekerd en ervaren derhalve dan geen medische kosten meer.

In figuur 4.1 is theoretisch een relatie weergegeven tussen de prijs die een consument moet betalen en de hoeveelheid medische zorg die een individu naar verwachting vraagt.<sup>3</sup> Voorondersteld is dat, gegeven een bepaalde gezondheids-toestand, de gevraagde hoeveelheid medische zorg afhankelijk is van het percentage bijbetaling (zonder maximum aan eigen betaling). De vraagcurve  $AEQ_3$  kan worden beschouwd als een vraagcurve van een individu met een 'gemiddelde' gezondheid. Zonder verlies aan algemeenheid is voor de eenvoud de kostprijs van een eenheid medische zorg gelijk aan 1 gesteld. Tevens wordt voorondersteld dat de gevraagde zorg gelijk is aan de verkregen zorg.

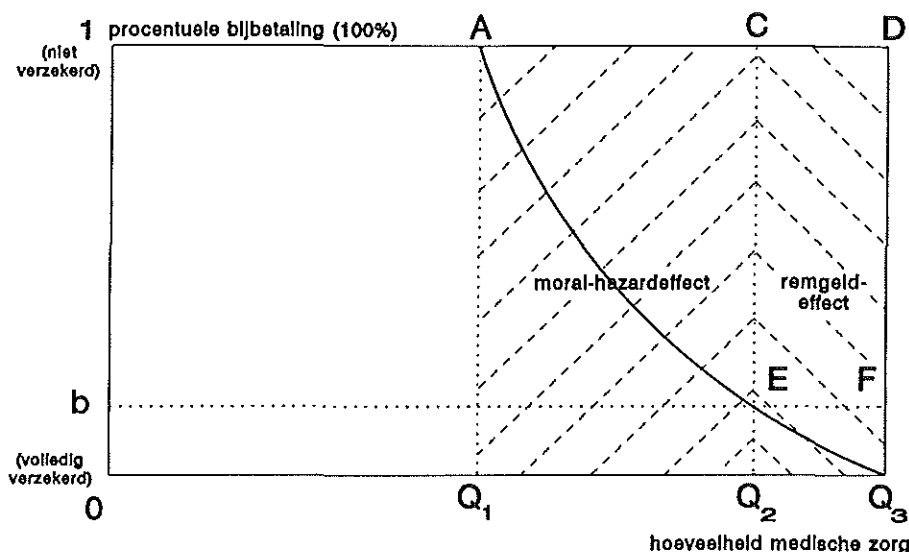
Iemand die niet verzekerd is, zal met een vraagcurve als van figuur 4.1 naar verwachting een hoeveelheid  $Q_1$  medische zorg vragen. Diegene moet de kosten die daaraan zijn verbonden, volledig zelf betalen. Bij een volledige verzekering wordt naar verwachting een hoeveelheid  $Q_3$  geconsumeerd. Het moral-hazardeffect vanwege een volledige verzekering is  $Q_3 - Q_1$  (of oppervlakte  $Q_1ADQ_3$ ). Of andersom geredeneerd: door de vorm van eigen betaling (geen verzekering) is het verwachte remgeldeffect ten opzichte van een volledige verzekering  $Q_3 - Q_1$ .

Bij een bijbetaling van  $b.100\%$  wordt door dit individu naar verwachting een hoeveelheid  $Q_2$  medische zorg gevraagd. Het verwachte remgeldeffect is bij een bijbetaling van  $b.100\%$  — uitgaande van een *volledige* verzekering — gelijk aan oppervlakte  $Q_2CDQ_3$ , en het verwachte moral-hazardeffect bedraagt — uitgaande van *geen* verzekering — oppervlakte  $Q_1ACQ_2$ .

In geval van een eigen risico en een no-claimkorting ligt de relatie tussen de ervaren prijs van zorg en de vraag naar zorg aanzienlijk gecompliceerder omdat de marginale prijs van zorg afhankelijk is van de zorgconsumptie.<sup>4</sup> Een no-claim-korting lijkt sterk op de premiekorting bij een eigen risico indien beide betrekking hebben op dezelfde verzekeringsperiode en niet afhankelijk zijn van eerdere of

<sup>3</sup> Zie ook Feldstein en Friedman (1977), Newhouse (1978b) en Keeler e.a. (1988).

<sup>4</sup> Zie bijvoorbeeld Keeler, Morrow en Newhouse (1977), Keeler, Newhouse en Phelps (1977), Newhouse e.a. (1980) en Ellis (1986).



Figuur 4.1 Procentuele bijbetaling en de vraag naar zorg: het moral-hazardeffect en het remgeldeffect

toekomstige verzekeringsperioden.<sup>5</sup> Bij een verzekering met een eigen risico krijgt de verzekerde vooraf een premiekorting (bonus) ten opzichte van een volledige verzekering, terwijl bij een polis met een no-claimkorting de verzekerde achteraf kan bepalen of een bonus (premierekorting) wordt verkregen. Voor beide vormen van verzekering geldt dat de vraag naar zorg naar verwachting afhankelijk is van de reeds geleden schade en de nog te verwachten schade.

Afgezien van toekomstige (verwachte) ziektekosten gedraagt een rationeel handelend individu met een ziektekostenverzekering met een eigen risico zich in eerste instantie als iemand die niet verzekerd is. Verzekerden met een opgesoupeerd eigen risico zullen naar verwachting hetzelfde consumptiepatroon hebben als volledig verzekerden, afgezien van mogelijke *inhaaleffecten* en gelijke overige omstandigheden. Echter, ook de (verwachte) toekomstige ziektekosten kunnen de zorgconsumptie beïnvloeden. Verzekerden die op een gegeven moment weten dat zij het maximum aan eigen betaling zeker zullen bereiken, zullen gedurende de resterende verzekeringsperiode zich naar verwachting gedragen als volledig verzekerden (*anticipatie-effect*).

Het anticipatie-effect kan ook 'omgekeerd' werken. Iemand die op de eerste dag van de verzekeringsperiode meer ziektekosten maakt dan het bedrag aan eigen risico is gedurende de rest van de periode volledig verzekerd. Aan het eind van

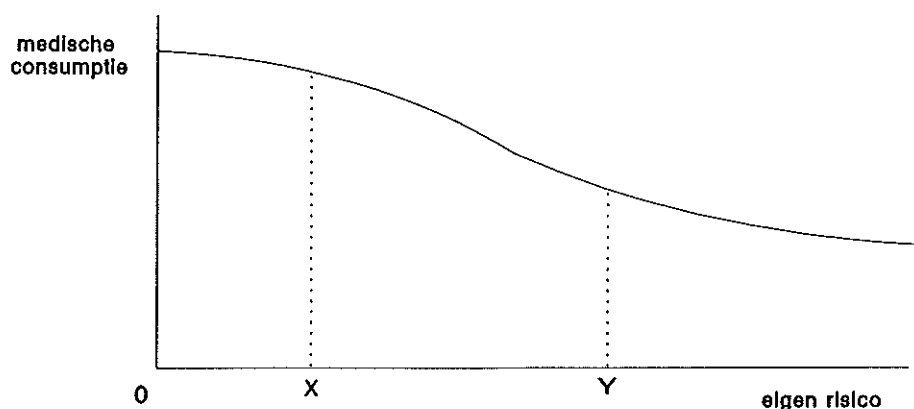
<sup>5</sup> Zie onder anderen Rubinstein en Yaari (1983) en Zweifel (1992) voor theoretische beschouwingen en empirische analyses over no-claimkortingen en moral hazard.

deze periode kan het gedrag van zo'n verzekerde toch afwijken van iemand die de gehele periode volledig verzekerd is. De reden is dat een ziektekostenepisode aan het eind van deze periode kosten in de volgende verzekeringsperiode met zich mee kan brengen die (gedeeltelijk) voor eigen rekening komen.

Naast een anticipatie-effect moet rekening worden gehouden met een mogelijk *uitsteleffect*. Verzekerden die in het begin van een verzekeringsperiode geen ziektekosten hebben gemaakt maar aan het eind van deze periode in één keer zoveel ziektekosten maken dat het bedrag aan eigen risico wordt overschreden, kunnen slechts gedurende een kort tijdsbestek profiteren van een volledige verzekering. In zulke situaties zou uitstel van (hoge) ziektekosten naar het begin van een nieuwe verzekeringsperiode voordelig kunnen zijn omdat dan gedurende een langere periode van een volledige verzekering kan worden genoten.

Soortgelijke verschijnselen (inhaal-, anticipatie- en uitsteleffecten) zijn theoretisch eveneens te verwachten bij een eigen bijdrage en een procentuele bijbetaling wanneer de eigen betaling over een bepaalde periode is gelimiteerd.

In figuur 4.2 is een theoretische relatie weergegeven tussen het bedrag aan eigen risico en de verwachte medische consumptie (Keeler, Morrow en Newhouse, 1977). In deze figuur zijn twee hypothesen verwerkt. De eerste hypothese heeft betrekking op een laag bedrag aan eigen risico (bijvoorbeeld een eigen risico van  $X$ , zie figuur 4.2). Bij een laag eigen risico is de verwachting dat veel individuen zich gedragen als volledig verzekerden aangezien de kans groot is dat een dergelijk bedrag aan eigen risico wordt overschreden. Het remgeldeffect zal naar verwachting gering zijn. De tweede hypothese heeft betrekking op hoge eigen risico's (bijvoorbeeld een eigen risico van  $Y$ , zie figuur 4.2). Bij een hoog bedrag aan eigen risico is de verwachting dat veel individuen zich gedragen als individuen die totaal niet verzekerd zijn omdat de kans op het overschrijden van het bedrag aan eigen risico klein is.



Figuur 4.2 Theoretische relatie tussen eigen risico en verwachte medische consumptie

Alvorens verder te gaan met enkele problemen die zich voordoen bij empirisch onderzoek naar het moral-hazardeffect, zullen eerst enkele interactie-effecten worden genoemd (Van de Ven, 1980). Waarvan is, theoretisch, de mate van prijsgevoeligheid van de vraag naar medische zorg afhankelijk?

Naast de kosten van medische zorg (de kostprijs) kan een *tijdprijs* worden onderscheiden. Bijvoorbeeld, vanuit economisch perspectief zouden de kosten van een bezoek aan een arts voor een patiënt moeten worden verhoogd met de gederfde 'inkomsten' gedurende de tijd die zo'n bezoek kost (reistijd, wachttijd en behandel-tijd). Voor individuen met een tijdprijs gelijk aan nul komen de totale kosten overeen met de kostprijs. De kostprijs is relatief minder van belang naarmate de tijdprijs hoger is. Daarom zal naar verwachting bij individuen met een tijdprijs gelijk aan nul een sterkere vraagreactie optreden bij een verandering in de ervaren kostprijs, bijvoorbeeld door de introductie van eigen betalingen, dan bij individuen met een positieve tijdprijs.

Voor mensen met een laag inkomen zullen eigen betalingen een relatief groter effect hebben op hun besteedbare inkomen dan voor mensen met een hoog inkomen (*inkomenseffect*). Door dit directe inkomenseffect kan in geval van de introductie van een vorm van eigen betaling bij personen met een laag inkomen een groter remgeldeffect worden verwacht dan bij personen met een hoog inkomen, *ceteris paribus*. Het effect van de tijdprijs is gelieerd aan het inkomenseffect. Immers, mensen met een hoog inkomen hebben veelal een hoge tijdprijs, en omgekeerd.

De mate van prijsgevoeligheid van de vraag naar medische zorg is in theorie afhankelijk van de mate van *noodzakelijkheid van medische zorg*. De vraag naar noodzakelijke medische zorg is naar verwachting minder onderhevig aan de mate van eigen betaling dan de vraag naar minder-urgente medische zorg. Ofwel het remgeldeffect is naar verwachting afhankelijk van de zorgvorm.

Gekoppeld aan de noodzaak van medische consumptie is de *invloed van de patiënt* op de beslissing om medische hulp te ontvangen. Indien deze invloed groot is, bijvoorbeeld wel of geen bezoek aan de huisarts, kan relatief een groot remgeld-effect worden verwacht, en omgekeerd.

## 4.4 Problemen bij empirisch onderzoek

### 4.4.1 Inleiding

In deze paragraaf komen enkele problemen aan de orde die zich voordoen bij empirisch onderzoek naar het moral-hazardeffect. Newhouse, Phelps en Marquis (1980) hebben op dit gebied enkele methodologische problemen besproken. Zij zijn met name ingegaan op econometrische technieken voor het schatten van de relatie tussen ziektekostenverzekering en de vraag naar medische zorg. Frank en McGuire (1986) gaven in een overzicht van studies naar de invloed van verzekering op de

vraag naar zorg aan, met welke methodologische en praktische problemen men te maken heeft. Zij onderscheidden drie generaties van onderzoek: de eerste generatie heeft betrekking op onderzoek op populatieniveau met geaggregeerd gebruik (of dito kosten) als afhankelijke variabele. De tweede generatie omvat onderzoek op persoonsniveau met gebruik van zorg gedurende een periode van een jaar. De derde generatie van studies vertegenwoordigt onderzoek naar episoden van behandeling. Met het aantal episoden van behandeling (en kosten per episode) als afhankelijke variabele kan de vraag naar zorg worden gemodelleerd waarbij expliciet rekening wordt gehouden met veranderingen in de mate van verzekering. Bijvoorbeeld, bij een eigen risico kan in de loop van het jaar een verandering optreden in de mate van verzekering.

In deze paragraaf worden eerst methodologische problemen besproken bij onderzoek naar het remgeldeffect vanwege een vorm van een *verplichte* eigen betaling. In subparagraaf 4.4.3 staan de beperkingen vermeld van onderzoek dat specifiek betrekking heeft op het remgeldeffect door een vorm van een *vrijwillige* eigen betaling. Factoren die zowel bij een vorm van verplichte als bij een vorm van vrijwillige eigen betaling invloed kunnen hebben op de grootte van het remgeldeffect worden besproken in de subparagrafen 4.4.4 tot en met 4.4.7.

#### 4.4.2 Geen controlegroep

Stel dat op een gegeven moment een vorm van een verplichte eigen betaling wordt geïntroduceerd. Afgevraagd kan worden hoe groot het remgeldeffect dan zal zijn. Of andersom geredeneerd: hoe groot zal het moral-hazardeffect zijn bij afschaffing van een vorm van een verplichte eigen betaling? Een veel gebruikte methode van onderzoek naar het remgeldeffect als gevolg van de introductie van een vorm van verplichte eigen betaling is een vergelijking van de ziektekosten vóór de introductie met de ziektekosten (inclusief de eigen betalingen) na de introductie. De vooronderstelling is dat behoudens de verandering in verzekering al het overige constant is gebleven (geen simultane veranderingen). Maar is dit een realistische vooronderstelling?<sup>6</sup>

Inflatie en elke andere trendmatige ontwikkeling in de vraag naar zorg zijn factoren waarmee in ieder geval rekening moet worden gehouden bij de bepaling

---

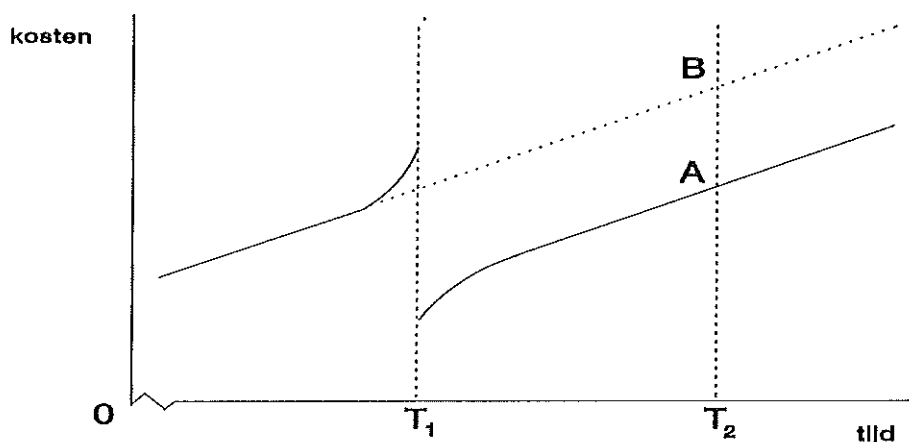
<sup>6</sup> Naast de mogelijkheid van tijdreeksanalyse in geval van de introductie of afschaffing van een vorm van verplichte eigen betaling, kunnen de ziektekosten van twee groepen met een verschillende verzekering(sdekking) worden vergeleken. Een voorbeeld van dergelijk onderzoek is een vergelijking van de kosten tussen ziekenfondsverzekerden (volledige verzekering) en IZA-verzekerden (inkomensafhankelijke procentuele bijbetaling). Een verschil in kosten kan zijn veroorzaakt door verschil in verzekering en door gezondheidsverschillen. Maar is afgezien van verzekering al het overige gelijk als gecorrigeerd is voor gezondheidsverschillen? Het verschil in kosten kan bijvoorbeeld ook veroorzaakt zijn door een verschil in honorering van artsen of door een verschil in inspanning van verzekeraars om de kosten te beheersen.

van het remgeldeffect op deze wijze. Van belang is hoe omvangrijk de kostenstijging (of kostendaling) geweest zou zijn, wanneer was afgezien van een vorm van verplichte eigen betaling.

In figuur 4.3 is de verwachte ontwikkeling van de ziektekosten weergegeven wanneer op tijdstip  $T_1$  een vorm van verplichte eigen betaling wordt geïntroduceerd (Van Andel, 1988, blz. 80). Hierbij wordt uitgegaan van een lineaire toename van de kosten in de tijd, *ceteris paribus*. Vlak vóór de introductie van een vorm van verplichte eigen betaling stijgen de kosten meer dan op grond van de trend was te verwachten; verzekerden gaan proberen medische zorg eerder — in de gratis periode — te krijgen (*hamster effect*). Direct na de introductie is een forse daling van de kosten te zien: er kan nog worden geput uit de opgebouwde voorraad medische zorg en in die periode is het effect van gewenning aan het (gedeeltelijk) zelf moeten betalen minder sterk of nog niet opgetreden.

Empirisch onderzoek naar de kostenontwikkeling van geneesmiddelen ten tijde van de invoering van de medicijnknaak (zie paragraaf 4.6) geeft een indicatie van het optreden van bovenstaande effecten (zie bijvoorbeeld Post (1985), tabel 3). Bij de tandheelkundige hulp voor ziekenfondsverzekerden is rondom 1 januari 1995 eenzelfde patroon te zien doordat toen een groot gedeelte van de tandheelkundige hulp uit het ziekenfondspakket is verwijderd (CBS, 1995, blz. 35).

In figuur 4.3 neemt de kostenstijging na de introductie van een vorm van eigen betaling op een gegeven moment weer lineair toe, waardoor de afstand tot de curve in geval van geen eigen betalingen constant is. Enerzijds zou deze afstand in de loop van de tijd kleiner kunnen worden door het effect van gewenning. Anderzijds zou deze afstand in de tijd juist groter (absoluut) kunnen worden wanneer het remgeldeffect een percentage is van de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering (zie subparagraaf 7.2.2).



Figuur 4.3 Theoretische kostenontwikkeling vóór en na de introductie van een vorm van verplichte eigen betaling met een trendmatige kostenstijging

Een foutieve interpretatie van het kostenverloop van figuur 4.3 is dat de introductie van een vorm van verplichte eigen betaling slechts een eenmalig remgeldeffect oplevert omdat de kosten daarna weer in hetzelfde tempo toenemen. Voor een juiste interpretatie is het echter essentieel dat de kostenstijging vanaf een lager niveau plaatsvindt. Ook op tijdstip  $T_2$  kan een remgeldeffect worden waargenomen en wel ter grootte van  $B-A$ .

Het ontbreken van een controlegroep is niet het enige methodologische probleem bij onderzoek naar het remgeldeffect door een vorm van verplichte eigen betaling. De volgende factoren zijn overigens eveneens van belang bij onderzoek naar het remgeldeffect als gevolg van een vorm van vrijwillige eigen betaling. Zo bemoeilijken wachtlijsten het onderzoek naar het remgeldeffect. Bijvoorbeeld, als door invoering van een vorm van eigen betaling de vraag naar zorg daalt, dan kunnen door de reeds aanwezige wachtlijsten de kosten van zorg gelijkblijven. Andere relevante factoren zijn reacties van zorgaanbieders (subparagraaf 4.4.4) en substitutie van zorg (subparagraaf 4.4.5).

#### 4.4.3 Selectie

Onderzoek naar eventuele verschillen in ziektekosten vanwege verschil in eigen risico bij particulier verzekerden en onderzoek naar consumptieverschillen tussen ziekenfondsverzekerden en particulier verzekerden (met een vrijwillig eigen risico) zijn voorbeelden van onderzoek naar het remgeldeffect bij een vorm van vrijwillige eigen betaling.

Het methodologische probleem bij dergelijk onderzoek is dat in het algemeen mensen met weinig ziektekosten (gezonde mensen) kiezen voor een polis met een (hoog) eigen risico (zie hoofdstuk 6, antiselectie). Zonder correctie voor verschil in individuele (gezondheids)kenmerken kan een eventueel verschil in ziektekosten veroorzaakt zijn door zowel moral hazard als antiselectie. Diverse pogingen zijn ondernomen om deze effecten te ontrafelen zodat een schatting van de afzonderlijke effecten wordt verkregen. Bij zulk onderzoek naar het remgeldeffect blijft het de vraag of volledig voor antiselectie is gecorrigeerd. Geconcludeerd kan worden dat bij de gehanteerde methoden voor het ontrafelen van moral hazard en antiselectie een schatting van de maximale omvang van het remgeldeffect wordt verkregen. Immers, het 'remgeldeffect' dat wordt gemeten, is het remgeldeffect plus het selectie-effect voorzover daarvoor niet is gecorrigeerd (Van de Ven, 1987).

Naast methodologische problemen kunnen zich praktische problemen voordoen bij onderzoek naar het remgeldeffect, bijvoorbeeld het probleem van een onvolledige registratie van ziektekosten (registratie-effect). Verzekeraars zullen eigen betalingen van verzekerden die minder ziektekosten hebben dan het bedrag aan eigen risico veelal niet registreren (restitutiestelsel). Bij een zinvolle vergelijking van de ziektekosten bij verschillende bedragen aan eigen risico moeten zulke eigen betalingen ook worden meegenomen bij de bepaling van het remgeldeffect.

#### 4.4.4 Reacties van zorgaanbieders

De effecten die in deze en volgende subparagrafen worden besproken, kunnen zowel bij verplichte als bij vrijwillige eigen betalingen optreden. Zorgaanbieders die worden betaald per verrichting ('fee-for-service') zullen te maken krijgen met een omzetsdaling wanneer door de introductie van een vorm van eigen betaling de vraag naar zorg vermindert, *ceteris paribus*. Als reactie op de verminderde omzet kunnen zorgaanbieders zelf vraag gaan stimuleren om zodoende hun inkomen op peil te houden. Dit wordt aanbodgeïnduceerde vraag genoemd.<sup>7</sup> Een voorbeeld hiervan is een op medische indicatie langere dan noodzakelijk verblijf in het ziekenhuis dat volledig door de verzekering wordt vergoed.

Aanbodgeïnduceerde moral hazard kan optreden wanneer de mate waarin een patiënt zelf moet betalen, verschilt per zorgvorm. Van de Ven (1993, blz. 123) beschreef drie voorbeelden van aanbodgeïnduceerde moral hazard. Ten eerste, de situatie waarin de medische noodzaak van verblijf in het ziekenhuis niet meer aanwezig is, maar de arts toch besluit de patiënt niet uit het ziekenhuis te ontslaan omdat de patiënt niet is verzekerd voor noodzakelijke thuishulp doch wel tegen de kosten van een ziekenhuisopname. Het tweede voorbeeld betreft het voorschrijven van grotere hoeveelheden medicijnen per voorschrift na invoering van de medicijnknaak op 1 februari 1983. Het derde voorbeeld van aanbodgeïnduceerde moral hazard heeft betrekking op een regeling aangaande bevallingen in het ziekenhuis op medische indicatie. Zonder medische indicatie moest een ziekenfondspatiënte in 1979 30 gulden per dag zelf bijbetalen terwijl met een medische indicatie deze eigen bijdrage verviel. In de praktijk bleek het begrip medische indicatie niet altijd juist gebruikt te worden.

Het onderscheid tussen aanbodgeïnduceerde moral hazard en ongewenste substitutie van zorg (subparagraaf 4.4.5) is niet altijd duidelijk aan te geven. Bij dit onderscheid is van belang of een arts de medische indicatie voor andere zorg verschaft of dat de patiënt volledig zelf de substitutie bewerkstelligt. Bij tussenvormen is het onduidelijk of er gesproken kan worden van aanbodgeïnduceerde moral hazard of van (ongewenste) substitutie.

#### 4.4.5 Ongewenste substitutie

Ongewenste substitutie van zorg kan plaatsvinden wanneer de mate van eigen betaling per zorgvorm verschilt. De mate waarin substitutie optreedt van zorg met een hoge eigen betaling naar zorg met een lage eigen betaling, is onder andere afhankelijk van de substitueerbaarheid van zorg en de mate waarin artsen willen

---

<sup>7</sup> Onder anderen heeft Reinhardt (1985) een theoretisch artikel geschreven over aanbodgeïnduceerde vraag. Voor andere uiteenzettingen over dit verschijnsel, zie bijvoorbeeld Labelle, Stoddart en Rice (1994a, 1994b) en Pauly (1994).



meewerken aan de substitutie (medische indicatie). Voor de patiënt levert substitutie van zorg een kostenvoordeel op omdat dan minder zelf moet worden betaald. Bovendien kunnen de maatschappelijke kosten voor de vervangende zorg hoger zijn dan voor de zorg waarvoor de eigen betaling geldt (ongewenste substitutie).

Een klassiek artikel over ongewenste substitutie is dat van Roemer e.a. (1975) met de veelzeggende titel: 'Copayments for ambulatory care: penny-wise and pound-foolish'. De conclusie van Roemer e.a. was dat de introductie van een eigen bijdrage in de ambulante sector zorgde voor: (1) een afname van het aantal bezoeken aan een arts, (2) een toename van het gebruik van het ziekenhuis en (3) een toename van de totale ziektekosten (het netto effect). Bij dat onderzoek waren echter enkele kanttekeningen te plaatsen.<sup>8</sup> De kritiek was onder meer dat: (1) gegevens van zes maanden vóór het experiment werden vergeleken met gegevens van twaalf maanden na het experiment, wat door seizoensinvloeden een onjuist beeld kan geven, (2) vlak vóór het experiment werd de maatregel ingevoerd dat vóór een opname toestemming van de verzekeraar moest worden gevraagd, terwijl met het mogelijke effect van deze maatregel bij het onderzoek geen rekening is gehouden en (3) de conclusies van Roemer e.a. waren slechts gebaseerd op interpretatie van grafieken en niet op statistische toetsen.

In paragraaf 4.5 komt empirisch onderzoek naar mogelijk ongewenste substitutie aan de orde, waar zulke methodologische problemen zich niet voordoen.

#### 4.4.6 Algemene versus specifieke eigen betalingen

Bij onderzoek naar het effect van eigen betalingen op de vraag naar zorg is van belang voor welke zorgvormen de eigen betalingen gelden. Ongewenste substitutie kan optreden als de vorm van eigen betaling niet op alle zorg betrekking heeft. Verder is het remgeldeffect gerelateerd aan de zorg waarvoor het maximum aan eigen betaling geldt, bijvoorbeeld vanwege een anticipatie-effect.

Naast ongewenste substitutie (kostentoeename) kan een vorm van eigen betaling voor een specifieke zorgvorm een remgeldeffect veroorzaken bij andere zorgvormen. Bijvoorbeeld, door de overheveling van geneesmiddelen naar de AWBZ op 1 januari 1992 kregen alle particulier verzekerden een volledige verzekering voor geneesmiddelen. De kostentoeename voor geneesmiddelen zou vermoedelijk groter zijn geweest als huisartsenhulp eveneens was overgeheveld. Voor particulier verzekerden met lagere ziektekosten dan het bedrag aan eigen risico waren de kosten voor medicijnen die door een huisarts waren voorgeschreven na de overheveling feitelijk gelijk aan de prijs van een consult bij de huisarts, waardoor er nog steeds sprake was van een financiële drempel. Een vorm van eigen betaling voor huisartsenhulp kan zo een consumptieremmend effect hebben op andere zorg.

---

<sup>8</sup> Zie Chen (1976a, 1976b), Dyckman (1976), Dyckman en McMenamin (1976), Hopkins, Gartside en Roemer (1976) en Roemer en Hopkins (1976).

#### 4.4.7 Maximum aan eigen betaling op persoons- versus gezinsniveau

Bij onderzoek naar het remgeldeffect is tevens van belang op welk niveau (individueel versus gezin) de eigen betalingen worden geheven (Keeler, Relles en Rolph, 1977a, 1977b). Dit onderscheid is alleen van belang indien de eigen betalingen over een bepaalde periode zijn gelimiteerd. Bij eenzelfde maximum aan eigen betaling kan op persoonsniveau een relatief groter remgeldeffect worden verwacht dan op gezins- of polisniveau, omdat een individu minder snel het maximum aan eigen betaling bereikt dan een gezin met hetzelfde maximum aan eigen betaling.

Op voorhand is het onduidelijk of het remgeldeffect per persoon als gevolg van een eigen risico van  $f$  1000 op gezinsniveau (bijvoorbeeld vier personen), kleiner, gelijk of groter is dan het remgeldeffect per persoon wanneer dezelfde vier personen een eigen risico van  $f$  250 per persoon zouden hebben gehad. Zo zou in het eerste geval de kosten van een ziekenhuisopname van een van de vier personen reeds voldoende zijn om het gezamenlijke bedrag aan eigen risico te overschrijden, met als gevolg dat de overigen vanaf het moment van de ziekenhuisopname eveneens volledig verzekerd zijn. In het hoofdstuk over 'optimale' verzekering (subparagraaf 8.4.3) wordt verslag gedaan van onderzoek naar verschillen in het remgeldeffect tussen eigen risico's op persoons- en gezinsniveau.

#### 4.4.8 Samenvatting en conclusie

In deze paragraaf zijn enkele factoren beschreven waarmee rekening moet worden gehouden bij (interpretatie van) onderzoek naar het remgeldeffect. Enkele methodologische problemen zijn de afwezigheid van een controlegroep (verplichte eigen betalingen) en het selectie-effect (vrijwillige eigen betalingen). Problemen van praktische aard zijn vooral gelegen in het feit dat de resultaten van de vele onderzoeken naar het remgeldeffect moeilijk met elkaar kunnen worden vergeleken vanwege verschillen in relevante factoren. Naast de verschillende vormen van eigen betaling (eigen bijdrage, procentuele bijbetaling, eigen risico en no-claimkorting), zijn van belang: (1) de hoogte van de eigen betaling, (2) het maximum aan eigen betaling, (3) geldt de vorm van eigen betaling voor alle zorgvormen of specifiek voor één zorgvorm, (4) voor iedereen of voor een selecte groep, (5) op persoons- of op gezinsniveau en (6) op welk moment het effect wordt gemeten (anticipatie-, inhaal- en uitsteleffecten). Het enige grootschalige onderzoek waarbij genoemde methodologische problemen niet optraden, is het RAND-ziektekostenverzekeringsexperiment. In de volgende paragraaf zal dat experiment uitvoerig worden beschreven.

## 4.5 RAND-ziektekostenverzekeringsexperiment<sup>9</sup>

### 4.5.1 Opzet RAND-experiment

Het RAND-ziektekostenverzekeringsexperiment is het enige grootschalige onderzoek waarbij het partiële (of zuivere) effect van een vorm van eigen betaling is gemeten omdat de deelnemers van dat experiment *willekeurig* een verzekering kregen opgelegd.<sup>10</sup> Een uitgebreid overzicht van de honderden publicaties die de afgelopen decennia zijn verschenen over het RAND-experiment, is te vinden in het monumentale boek 'Free for all?' (Newhouse e.a., 1993).

Eerst zullen beknopt de belangrijkste kenmerken van het RAND-experiment worden genoemd. Ongeveer 2000 gezinnen kregen *willekeurig* een verzekering toegewezen met verschillende vormen van eigen betaling en met verschillende maxima aan eigen betaling. Deze gezinnen kwamen uit zes regio's in de Verenigde Staten en waren gedurende drie of vijf jaar verbonden aan het experiment. Het experiment begon in 1974 en eindigde in 1982. Gedurende het experiment konden de deelnemers zich niet aanvullend verzekeren.

#### Vorm van verzekering

De verzekeringspolissen varieerden over twee dimensies: de procentuele bijbetaling en het maximum aan eigen betaling gedurende een jaar ('maximum dollar expenditure', MDE). De bijbetaling bedroeg 0 (volledige verzekering), 25, 50 of 95 procent van de ziektekosten. Deze laatste polis komt bij benadering overeen met een polis met een eigen risico. Vanwege een mogelijke onderrapportage van ziektekosten is niet gekozen voor een bijbetaling van 100 procent. De MDE was op drie niveaus vastgesteld: 5, 10 of 15 procent van het gezinsinkomen tot een maximum van 1000 dollar per jaar per gezin (ongeveer f 4000, 1996).<sup>11</sup> Gecombineerd leverde dat de volgende polissen op:

- Een polis zonder een vorm van eigen betaling (volledige verzekering).
- Drie polissen met een bijbetaling van 25 procent; MDEs van 5, 10 en 15 procent van het gezinsinkomen tot een maximum van 1000 dollar.

---

<sup>9</sup> Deze paragraaf is gebaseerd op Bakker (1995a). Verder is een Nederlandse publicatie over het RAND-experiment onder anderen afkomstig van Van de Ven (1982).

<sup>10</sup> De grootschaligheid van het RAND-experiment blijkt onder andere uit de uitvoeringskosten van het experiment. Deze werden geraamd op 127 miljoen dollar, 1985 (Welch e.a., 1987).

<sup>11</sup> Zie Newhouse e.a. (1993), blz. 447, noot 9. 1000 dollar tijdens het RAND-experiment komt ongeveer overeen met 2000 dollar van 1991. Omrekening naar 1996 en naar gulden levert een bedrag op van ongeveer 4000 gulden.

- Drie polissen met een bijbetaling van 50 procent; MDEs van 5, 10 en 15 procent van het gezinsinkomen tot een maximum van 1000 dollar.
- Drie polissen met een bijbetaling van 95 procent; MDEs van 5, 10 en 15 procent van het gezinsinkomen tot een maximum van 1000 dollar.
- Drie polissen met 25 procent bijbetaling voor alle zorg met uitzondering van poliklinische psychiatrie en tandheelkundige zorg waarvoor een bijbetaling van 50 procent gold; MDEs van 5, 10 en 15 procent van het gezinsinkomen tot een maximum van 1000 dollar.

Bovendien werd een polis gehanteerd met een inkomensonafhankelijke MDE op persoonsniveau, namelijk:

- Een polis met een bijbetaling van 95 procent voor niet-klinische zorg en een volledige verzekering voor klinische zorg met een MDE van 150 dollar per individu tot een maximum van 450 dollar per gezin. Dit wordt de polis met een individueel eigen risico genoemd.

### Verzekeringsdekking

De verzekeringsdekking die de deelnemers gedurende het experiment kregen opgelegd, komt globaal overeen met hetgeen in Nederland in de ziekenfonds-verzekering is opgenomen plus gedeeltelijk de zorg die door aanvullende verzekeringen wordt gedekt (1996). Bij het laatste kan met name worden gedacht aan de tandheelkundige zorg. De zorg die in Nederland wordt vergoed krachtens de AWBZ (1996) is bij het RAND-experiment buiten beschouwing gelaten. Andere uitsluitingen waren niet-preventieve orthodontie en cosmetische chirurgie voorzover de redenen reeds bij aanvang van het experiment bekend waren. Bij de poliklinische psychiatrische hulp kwamen alleen de eerste 52 consulten per persoon per jaar voor vergoeding in aanmerking. Verder werden bepaalde luxevoorzieningen tijdens een ziekenhuisopname niet vergoed. Bovendien werden slechts enkele medicijnen die zonder recept verkrijgbaar zijn door de verzekering vergoed.

### Deelnemers

De deelnemers van het experiment zijn geselecteerd door middel van een gestratificeerde random steekproef, met als strata zes regio's. Enkele categorieën zijn bewust uitgesloten van deelname: (1) de groep van 62 jaar en ouder, (2) gezinnen met een jaarinkomen van meer dan 25.000 dollar (dollar van 1973; ongeveer de bovenste 7 procent van de inkomensverdeling), (3) personen die in aanmerking kwamen voor Medicare (een verzekering voor ouderen en arbeidsongeschikten), (4) militairen en personen die zijn opgenomen in een instelling die verantwoordelijk is voor medische zorg, bijvoorbeeld gevangenissen en verpleeghuizen en (5) vanwege de militaire dienst arbeidsongeschikte veteranen. Na aftrek van deze vijf groepen kwam meer dan 80 procent van de bevolking in aanmerking om deel te nemen aan het experiment (de regio-inperking uitgesloten).

### Deelnamevergoeding

Een belangrijk punt was dat alle gezinnen die werden aangeschreven om deel te gaan nemen aan het experiment, even waarschijnlijk zouden ingaan op dit aanbod. De verzekering die zij hadden op het moment vóór een eventuele deelname aan het experiment en de verzekering die zij kregen opgelegd gedurende het experiment mochten in verband met een mogelijke selectie geen invloed hebben op de respons. De deelnemers kregen een deelnamevergoeding ('participation incentive payments'), waardoor zij er financieel nooit op achteruit konden gaan (deze vergoeding bedroeg het maximale verlies dat mogelijk was vanwege de verandering van verzekering, dit ongeacht het gebruik van medische zorg).

De deelnamevergoeding zou alleen een inkomenseffect mogen geven en zou niet mogen worden beschouwd als een soort extra verzekering (vergoeding) voor gebruik van gezondheidszorg. Omdat deze vergoedingen hoger waren voor deelnemers met een hoog maximum aan eigen betaling, zou het zuivere effect van eigen betalingen door deze vergoedingen kunnen worden onderschat.

Het effect van de deelnamevergoeding is onderzocht door sommige deelnemers een extra deelnamevergoeding te geven die zij niet hadden verwacht. Deze extra vergoeding bleek geen effect te hebben op het gebruik van zorg (Newhouse e.a., 1993, blz. 78).

### Non-respons

In totaal zag 15 procent van de aangeschreven personen uiteindelijk af van deelname. Ondanks de deelnamevergoeding verschilde het percentage non-respons naar type polis (tabel 4.1). Bezien vanuit de deelnemers was de verwachte financiële winst het grootst bij de polissen met 25 procent bijbetaling. Desondanks was bij de volledige verzekering het percentage non-respons het laagst. De non-respons had geen invloed op de verdeling van karakteristieken van deelnemers binnen een polistype, zodat vergelijkingen tussen polissen niet door de non-respons worden vertekend (Newhouse e.a., 1993, blz. 17-19).

De conclusie van de onderzoekers verbonden aan het RAND-experiment is dat noch de non-respons van deelname aan het experiment noch de terugtrekking gedurende het experiment enige merkbare vertekening heeft veroorzaakt. Met name het gebruik van deelnamevergoedingen en de bonus wanneer de deelname aan het experiment werd voltooid, waren succesvol in hun primaire doel, namelijk het verkrijgen van een groep deelnemers die representatief was voor de regio's die waren geselecteerd voor het experiment, met uitzondering van opzettelijke verschillen en het hogere percentage kinderen die deelnamen (Newhouse e.a., 1993, blz. 26).

Tabel 4.1 Percentage non-respons per polistype bij RAND-experiment

polistype	non-respons (%)
volledige verzekering	8
25%- en 50%-bijbetaling	11
95%-bijbetaling	25
ind. eigen risico	17

Bron: Newhouse e.a. (1993), blz. 18.

#### 4.5.2 Effecten van eigen betalingen op gebruik en kosten van zorg

Volgens het RAND-experiment zijn de ziektekosten van personen met een volledige verzekering gemiddeld 46 procent hoger dan van hen die een polis met 95%-bijbetaling hadden (tabel 4.2). Een vorm van eigen betaling beïnvloedt het aantal contacten met artsen, maar — per saldo — nauwelijks de gemiddelde intensiteit van de contacten (kosten per behandeling). De grootste afname in ziektekosten is waar te nemen tussen een volledige verzekering en de polis met 25%-bijbetaling. Wat betreft de kosten die verbonden zijn aan ziekenhuisopnamen, is er geen statistisch significant verschil tussen de polissen met 25%-, 50%- en 95%-bijbetaling (Newhouse e.a., 1993, blz. 42). Dit kan veroorzaakt zijn door de MDE: in geval van een ziekenhuisopname bereikte 70 procent van de deelnemers het maximum aan eigen betaling.

De deelnemers met de polis met een individueel eigen risico, waarvoor een volledige vergoeding voor klinische hulp gold, hadden een 8 procent lagere kans op een ziekenhuisopname dan volledig verzekerden. De totale ziektekosten waren voor hen 20 procent lager. Dit laatste komt ongeveer overeen met de kostenreductie bij verzekerden met de polis met 25%-bijbetaling.

Hierna zullen enkele specifieke zorgvormen nader worden beschouwd. Eerst zullen de ziekenhuisopnamen aan de orde komen, vervolgens het medicijngebruik, het gebruik van de eerstehulpafdeling, de tandheelkundige hulp en tot slot niet-klinische geestelijke gezondheidszorg.

#### Gebruik van het ziekenhuis

Naast het effect van eigen betalingen op de kans op een ziekenhuisopname is van belang of het effect uniform is of dat het betrekking heeft op specifieke ziekenhuisopnamen. Ofschoon het gemiddeld aantal ziekenhuisopnamen verschilt per polistype, is de fractie niet-noodzakelijke opnamen voor alle polistypen vrijwel gelijk. Door een vorm van eigen betaling wordt dus zowel het aantal medisch noodzakelijke als niet-noodzakelijke ziekenhuisopnamen gereduceerd. Achteraf bleek 60 procent van de ziekenhuisopnamen noodzakelijk, 23 procent niet noodzakelijk en de

Tabel 4.2 Gebruik en kosten per polistype per jaar

polistype	kans op enig gebruik	kans op ziekenhuisopname	kosten per persoon
volledige verzekering	100 <sup>1</sup> (=0,867)	100 (=0,104)	100 (= \$ 1019 <sup>2</sup> )
25%-bijbetaling	91	85	81
50%-bijbetaling	86	80	75
95%-bijbetaling	78	75	69
ind. eigen risico	84	92	80

<sup>1</sup> De volledige verzekering is op 100 gesteld.

<sup>2</sup> In dollars van 1991.

overige 17 procent van de opnamen had kunnen worden voorkomen door gebruik te maken van poliklinische chirurgie (Newhouse e.a., 1993, blz. 173). Overigens verschillen deze percentages sterk per onderzochte regio.

### Gebruik van medicijnen

Eigen betalingen hebben een sterk effect op de consumptie van voorgeschreven medicijnen (tabel 4.3). Het verschil in gegenereerde kosten hangt grotendeels af van het aantal recepten en niet van de prijs per recept.

Het gebruik van generieke medicijnen in relatie tot het totale medicijngebruik verschilde niet per polistype (Newhouse e.a., 1993, blz. 168). Patiënten werden dus door eigen betalingen niet gestimuleerd tot het gebruik van generieke medicijnen. Bij het RAND-experiment is door eigen betalingen geen substitutie richting zelfmedicatie opgetreden (Leibowitz, 1989).

In voorgeschreven hoeveelheden *antibiotica* vond door een vorm van eigen betaling een sterke reductie plaats. Volledig verzekerden gebruikten 85 procent meer antibiotica dan verzekerden met een polis met een vorm van eigen betaling (Newhouse e.a., 1993, blz. 169). Om te kunnen vaststellen of terecht of ten onrechte antibiotica waren voorgeschreven, zijn in de desbetreffende gevallen de door artsen gestelde diagnoses in vier categorieën gegroepeerd naar de mate van geschiktheid om antibiotica voor te schrijven. Een volledige verzekering bleek globaal eenzelfde stijging van het terecht en niet-terecht gebruik van antibiotica te veroorzaken.

### Gebruik van de eerstehulpafdeling

De effecten van eigen betalingen op het gebruik en de kosten van de hulp op een eerstehulpafdeling komen overeen met de effecten die werden gemeten bij andere vormen van niet-klinische hulp. Verzekerden met een polis met een bijbetaling van 95 procent bevinden zich zowel wat betreft de kans op enig gebruik als bij de gemaakte ziektekosten op 70 procent van het niveau van volledig verzekerden (Newhouse e.a., 1993, blz. 153).

Tabel 4.3 Gebruik en kosten van medicijnen-op-recept en het aantal artsbezoeken per polistype per jaar

polistype	aantal recepten	medicijnkosten	aantal artsbezoeken
volledige verzekering	100 <sup>1</sup> (= 5,4)	100 (= \$ 82 <sup>2</sup> )	100 (= 4,55)
25%-bijbetaling	82	76	73
50%-bijbetaling	80	60	67
95%-bijbetaling	67	57	60
ind. eigen risico	79	73	66

<sup>1</sup> De volledige verzekering is op 100 gesteld.

<sup>2</sup> In dollars van 1991.

Het aantal bezoeken aan een eerstehulp post die resulteren in een ziekenhuisopname ligt bij verzekerden met een polis met een vorm van eigen betaling op 67 procent van het niveau van personen met een volledige verzekering. Dit remgeld-effect komt overeen met het effect dat bij alle eerstehulp post bezoeken is geconstateerd, terwijl werd verwacht dat het effect van eigen betalingen hier geringer zou zijn omdat eerstehulp post bezoeken met een ziekenhuisopname als gevolg over het algemeen de meer noodzakelijke bezoeken zijn.

Via een andere benadering zijn twee categorieën van diagnoses onderscheiden naar de mate van urgentie om een eerstehulp afdeling te bezoeken. Bij de meer urgente diagnoses registreerden volledig verzekerden een 30 procent hoger gebruik en bij de minder urgente diagnoses werd 90 procent meer gebruik waargenomen ten opzichte van verzekerden met een polis met een vorm van eigen betaling. Tot slot is het effect van eigen betalingen op het aantal door een ongeval veroorzaakte eerstehulp post bezoeken even groot als op het aantal eerstehulp post bezoeken door ziekte.

### **Gebruik van tandheelkundige hulp**

Vanwege de inhaalvraag, veroorzaakt doordat veel deelnemers gedurende het RAND-experiment aanzienlijk beter waren verzekerd tegen tandheelkundige kosten dan voor die tijd, zijn alleen de kostengegevens van de middelste jaren van deelname aan het experiment gebruikt voor het schatten van het effect van verzekering op de vraag naar tandheelkundige hulp.

Volledig verzekerden hadden in vergelijking met deelnemers met een polis met 95%-bijbetaling 34 procent meer consulten en 46 procent meer kosten voor tandheelkundige hulp. Deze effecten komen sterk overeen met de effecten van eigen betalingen op de overige medische zorg. Ook bij tandheelkundige hulp is het sterkste effect op de vraag te zien tussen een volledige verzekering en een polis met 25%-bijbetaling (Newhouse e.a., 1993, blz. 51-60).

### **Gebruik van niet-klinische geestelijke gezondheidszorg**

Ten aanzien van niet-klinische geestelijke gezondheidszorg is een classificatie gemaakt naar 'formele' en 'informele' hulpverleners. Ter voorkoming van een controle op een eventuele onderrapportage vanwege een mogelijk sociaal stigma op het gebruikmaken van geestelijke gezondheidszorg zijn vier vormen van informatie van claims gebruikt.

Het effect van eigen betalingen op het gebruik van niet-klinische geestelijke gezondheidszorg was het sterkst voor de kans op enig gebruik. Het effect van verzekering op de keuze voor een 'formele' of 'informele' hulpverlener was niet significant. In het algemeen is, wanneer rekening wordt gehouden met het maximum aan eigen betaling, het effect van eigen betalingen op het gebruik van niet-klinische geestelijke gezondheidszorg gelijk aan dat op de overige niet-klinische zorg. De kosten voor niet-klinische geestelijke gezondheidszorg zijn relatief gering (ongeveer vier procent van de totale ziektekosten). Daardoor en door de wijze van



opzet van het onderzoek (zie: vorm van verzekering) is het effect van verschillende percentages bijbetaling niet duidelijk (Newhouse e.a., 1993, blz. 60-73).

Naast het onderscheid naar de vorm van zorg is een onderscheid gemaakt naar inkomensgroepen, leeftijd en gezondheidstoestand.

#### **Eigen betalingen en inkomensgroep**

Nagegaan is of het effect van eigen betalingen verschilt per inkomensgroep. De uitkomsten bij de polissen met een procentuele bijbetaling zijn beïnvloed door het maximum aan eigen betaling (MDE), dat aan het inkomen is gerelateerd. Enerzijds zullen in geval van geen verzekering mensen met een hoog inkomen naar verwachting een groter beroep doen op de gezondheidszorg dan mensen met een laag inkomen, ceteris paribus. Anderzijds bereiken mensen met een laag inkomen eerder het inkomensafhankelijke maximum aan eigen betaling, met als gevolg dat zij daarna volledig verzekerd zijn en derhalve naar verwachting meer gebruik van medische zorg gaan maken.

Ten aanzien van de kans op enig gebruik van medische zorg blijkt dat individuen die behoren tot het laagste inkomensstertiel in het algemeen sterker reageren op een procentuele bijbetaling dan mensen uit het hoogste inkomensstertiel (tabel 4.4). Bij de kans op een ziekenhuisopname is het tegenovergestelde effect waar te nemen. Dit effect zal ongetwijfeld zijn veroorzaakt door de inkomensafhankelijke MDE. Ook bij de totale kosten wordt het inkomenseffect overtroffen door het effect van de MDE, dat wil zeggen: bij de hoogste inkomensgroep is het totale remgeldeffect groter dan bij de laagste inkomensgroep, vermoedelijk omdat bij de hoogste inkomensgroep de MDE hoger was.

Bij de polis met een individueel eigen risico is het effect van de inkomensafhankelijke MDE niet aanwezig (voor ieder individu een eigen risico van 150 dollar tot een maximum van 450 dollar per gezin). Blijkens tabel 4.4 reageren mensen die behoren tot het laagste inkomensstertiel in het algemeen sterker op eigen betalingen dan mensen die behoren tot het hoogste inkomensstertiel.

#### **Eigen betalingen en leeftijd**

Ten aanzien van niet-klinische hulp werden geen opzienbarende verschillen in het remgeldeffect waargenomen tussen kinderen en volwassenen. Met betrekking tot kinderen (tot 18 jaar) bleken, in tegenstelling tot volwassenen, eigen betalingen geen significant effect te hebben op de kosten voor klinische hulp (Newhouse e.a., 1993, blz. 47-48).

#### **Eigen betalingen en gezondheidstoestand**

Bij het RAND-experiment werd geen verschil in het procentuele remgeldeffect — dat wil zeggen: de kostenreductie als percentage van de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering — waargenomen tussen gezonde en ongezonde deelnemers wanneer de som van eigen betalingen per jaar is gelimiteerd. Hieruit kan worden afgeleid dat zorgbehoeftigen sterker reageren op eigen betalingen dan

Tabel 4.4 Ziektekosten en kans op gebruik per polistype per jaar naar inkomen

	inkomensstertielen		
	laagste	middelste	hoogste
<i>Kans op gebruik</i>			
volledige verzekering	100 <sup>1</sup> (= 0,826)	100 (= 0,874)	100 (= 0,901)
25%-bijbetaling	87	92	94
50%-bijbetaling	78	87	91
95%-bijbetaling	75	79	82
ind. eigen risico <sup>2</sup>	79	85	88
<i>Kans op ziekenhuisopname</i>			
volledige verzekering	100 (= 0,1063)	100 (= 0,1014)	100 (= 0,1035)
25%-bijbetaling	94	85	77
50%-bijbetaling	85	80	75
95%-bijbetaling	83	75	68
ind. eigen risico	87	92	95
<i>Totale ziektekosten</i>			
volledige verzekering	100 (= \$ 1.033 <sup>3</sup> )	100 (= \$ 965)	100 (= \$ 1.060)
25%-bijbetaling	86	80	77
50%-bijbetaling	77	75	73
95%-bijbetaling	74	67	65
ind. eigen risico	77	81	83

<sup>1</sup> Een volledige verzekering is op 100 gesteld.

<sup>2</sup> Bij de polis met een individueel eigen risico gold het inkomensafhankelijke eigen risico alleen voor niet-klinische hulp. Ziekenhuiskosten werden bij deze polis volledig vergoed. Bij de polissen met een procentuele bijbetaling gold een inkomensafhankelijk maximum aan eigen betaling.

<sup>3</sup> In dollars van 1991 (niet-klinische psychiatrische hulp en tandheelkundige hulp zijn uitgezonderd).

Bron: Newhouse e.a. (1993), blz. 46.

gezonde mensen. Zorgbehoeftigen zullen over het algemeen immers eerder het maximum aan eigen betaling hebben bereikt en zich derhalve vaker hebben gedragen als volledig verzekerden (Newhouse e.a., 1993, blz. 48-49).

#### 4.5.3 Ziektekostenepisoden

Naast het aantal contacten met zorgverleners en de ziektekosten zijn bij het RAND-experiment ziektekostenepisoden beschouwd. De analysemethode waarbij ziektekostenepisoden worden gebruikt in plaats van de totale ziektekosten biedt twee voordelen (Keeler, Newhouse en Phelps, 1977). Ten eerste kan zo worden onderzocht of individuen anticiperen op het (zeker) overschrijden van het bedrag aan

eigen risico. Ten tweede kan het effect van een al overschreden bedrag aan eigen risico worden geanalyseerd: kan dan een effect op de vraag worden waargenomen?

Wezenlijk voor deze vorm van analyse is hoe een ziektekostenepisode wordt gedefinieerd. Bij de episodeanalyses zijn de kosten gedateerd op het tijdstip dat de deelnemer wist wat de behandeling zou gaan kosten. Zo zijn bijvoorbeeld de kosten van routinematige behandelingen voor diabetici toegerekend aan de eerste dag van het verzekeringsjaar en zijn de kosten verbonden aan een vervolgbehandeling voor een acute aandoening gedateerd op de dag dat voor het eerst hulp voor de betreffende aandoening werd gevraagd. Uit tabel 4.5 blijkt dat verzekerden met een polis met een vorm van eigen betaling voor alle onderscheiden ziektekostenepisoden gemiddeld lagere frequenties hebben. Bij het aantal ziekenhuisepisoden is het verschil het kleinst. Erg dure ziekenhuisopnamen (boven de 13.500 dollar, 1991) kwamen even vaak voor bij volledig verzekerden als bij mensen die een polis met een vorm van eigen betaling hadden.

De gemiddelde kosten per ziekenhuisepisode verschillen niet per verzekeringsvorm. Ten aanzien van niet-klinische ziektekostenepisoden kon wel een effect op de kosten per episode worden waargenomen: bij de polissen met een vorm van eigen betaling zijn deze kosten gemiddeld vijf tot acht procent lager dan bij een volledige verzekering.

Verder is gekeken naar het consumptiegedrag vóór en na het bereiken van het maximum aan eigen betaling. Bij het consumptiegedrag vóór het bereiken van de MDE is onderscheiden of men meer of minder dan 400 dollar van de MDE was verwijderd. De consumptiepatronen na het bereiken van de MDE zijn vervolgens vergeleken met die van volledig verzekerden. Bij de niet-klinische zorg was het verschil in consumptiepatroon tussen een grote afstand tot de MDE (meer dan 400 dollar) en een kleine afstand tot de MDE (minder dan 400 dollar) gering. Het maakte dus weinig uit of iemands ziektekosten meer of minder dan 400 dollar waren verwijderd van het maximum aan eigen betaling. Om deze reden zijn deze perioden bij de niet-klinische zorg gecombineerd.

Tabel 4.5 Gemiddelde jaarlijkse frequenties van ziektekostenepisoden

verzekeringsvorm	ziekenhuis	totaal <sup>1</sup>			
		niet-klinisch	acuut	chronisch	welzijn <sup>2</sup>
volledige verzekering	100 <sup>3</sup> (0,133)	100 (3,77)	100 (2,29)	100 (0,70)	100 (0,79)
vorm van eigen betaling	83	71	70	73	73

<sup>1</sup> Totaal niet-klinisch omvat de frequenties van acuut, chronisch en welzijn.

<sup>2</sup> Alle overige niet-klinische zorg, met name kruiswerk en preventieve zorg.

<sup>3</sup> Een volledige verzekering is op 100 gesteld. Tussen haakjes de gemiddelde frequentie.

De belangrijkste uitkomst is dat gedurende de periode vóór het bereiken van de MDE de frequentie van ziektekostenepisoden bij verzekerden met een polis met een vorm van eigen betaling beduidend lager was dan bij volledig verzekerden (afhankelijk van het type episode tussen de 63 en 70 procent van het niveau van volledig verzekerden). Na het bereiken van de MDE wijken deze frequenties minder van elkaar af. Volledig verzekerden blijven ook dan meer niet-klinische ziektekosten-episoden genereren. Het inhaaleffect is kleiner dan het effect van onwetendheid van het bereiken van de MDE.<sup>12</sup> Een andere mogelijke verklaring voor dit verschijnsel is dat het ligt aan de gewoonte van het niet-intensief gebruikmaken van niet-klinische zorg. Verder kan een rol hebben gespeeld dat bij verzekerden met hogere ziektekosten dan het bedrag aan eigen risico een nieuwe ziektekostenepisode aan het eind van het verzekeringsjaar mogelijk kosten met zich meebrengt in het nieuwe verzekeringsjaar, waardoor de nieuwe ziektekostenepisode gedeeltelijk ook voor eigen rekening komt.

Wat betreft ziekenhuisopnamen is een ander patroon waar te nemen. Een reden hiervoor is dat op het tijdstip van een eerste ziekenhuisopname vaker de MDE reeds bereikt is doordat niet-klinische kosten zijn gemaakt. Wanneer hiermee rekening wordt gehouden, zijn de percentages ten opzichte van een volledige verzekering voor de drie onderscheiden perioden — meer dan 400 en minder dan 400 dollar van de MDE verwijderd en de periode dat de MDE reeds bereikt is — respectievelijk 70, 89 en 113 procent. Vóór het bereiken van de MDE heeft een vorm van eigen betaling op het aantal ziekenhuisepisoden een consumptieremmend effect, na het bereiken van de MDE doet zich een inhaaleffect voor.

#### 4.5.4 Vormen van eigen betaling

Ter bepaling van de verwachte ziektekosten voor diverse maxima aan eigen betaling — en dus ook het remgeldeffect — hebben onderzoekers verbonden aan het RAND-experiment een simulatiemodel opgesteld waarbij de frequenties van ziektekostenepisoden en kosten per ziektekostenepisode worden gebruikt. In deze subparagraaf wordt het remgeldeffect als gevolg van een procentuele bijbetaling vergeleken met het effect bij eigen risico's.

##### Procentuele bijbetaling

De totale ziektekosten dalen bij een stijging van de procentuele bijbetaling onder gelijkhouding van het maximum aan eigen betaling, maar de omvang van dit effect neemt af (tabel 4.6). Bijvoorbeeld, ten opzichte van een volledige verzekering is de daling in verwachte ziektekosten bij een MDE van 1000 dollar bij 25%-bijbetaling

---

<sup>12</sup> Gedurende het experiment werd de deelnemers gevraagd hoeveel zij netto moesten betalen voor medische zorg. Bij de meeste polissen beantwoordde ongeveer 80 procent dergelijke vragen correct (Newhouse e.a., 1993, blz. 316).

Tabel 4.6 Gemiddelde individuele kosten per type ziektekostenepisode en verzekeringspolis

polis	ziekenhuis	acuut	chronisch	welzijn	totaal
<i>volledige verzekering</i>	401 <sup>1</sup>	226	148	68	842
<i>25%-bijbetaling</i>					
MDE=50 <sup>2</sup>	382	180	115	57	735
MDE=100	378	171	109	55	713
MDE=200	375	164	103	54	697
MDE=500	375	160	101	53	689
MDE=1000	326	158	99	53	636
MDE=∞	320	157	98	52	627
<i>50%-bijbetaling</i>					
MDE=50	387	175	116	53	730
MDE=100	381	162	106	49	698
MDE=200	377	150	99	47	673
MDE=500	375	141	91	45	653
MDE=1000	316	138	89	44	587
MDE=∞	307	134	87	43	570
<i>100%-bijbetaling</i>					
MDE=50 <sup>3</sup>	388	166	112	47	713
MDE=100	384	152	104	42	682
MDE=200	379	136	92	37	644
MDE=500	376	121	83	33	613
MDE=1000	291	114	78	32	515
MDE=∞	273	107	73	30	483

<sup>1</sup> In dollars van 1983.<sup>2</sup> Polis met 25%-bijbetaling met een maximum aan eigen betaling van 50 dollar.<sup>3</sup> Polis met een eigen risico van 50 dollar. De polis met 100%-bijbetaling en een MDE van ∞ komt overeen met geen verzekering.

Bron: Keeler e.a. (1988), blz. 104-105.

24 procent (van 842 naar 636 dollar, 1983), bij 50%-bijbetaling 30 procent en bij een bijbetaling van 100 procent (ofwel een eigen risico van 1000 dollar) is de reductie 39 procent (bron: Keeler e.a., 1988, blz. 104-105).

Bij een laag maximum aan eigen betaling blijken de kosten voor niet-klinische zorg (veel) lager te zijn dan bij een volledige verzekering. Ten aanzien van klinische zorg is het verschil in kosten tussen een volledige verzekering en een laag maximum aan eigen betaling gering. Bij een stijging van de MDE van 500 naar 1000 dollar blijkt een aanzienlijke daling plaats te vinden van de kosten van

klinische zorg. Bij MDEs boven de 500 dollar zijn, onder gelijkhouding van het percentage bijbetaling, de verschillen in niet-klinische kosten gering.

### **Eigen risico**

Verwacht werd dat verzekerden met een laag eigen risico zich zouden gedragen als volledig verzekerden; immers, de kans is groot dat het bedrag aan eigen risico toch wordt overschreden (Keeler, Newhouse en Phelps, 1977). Deze verwachting kwam bij het RAND-experiment niet uit. Het verschil in verwachte ziektekosten tussen een volledige verzekering en een verzekering met een eigen risico van 50 dollar bedraagt 129 dollar. De kostenreductie ten opzichte van een volledige verzekering is bij een verzekering met een eigen risico van 100 dollar 160 dollar en bij een eigen risico van 200 dollar ongeveer 200 dollar. Kortom, zelfs een laag eigen risico is volgens het simulatiemodel een effectief middel om de totale uitgaven te reduceren. Opgemerkt moet worden dat een eigen risico van 50 dollar ver buiten het bereik van de bij het RAND-experiment gehanteerde eigen risico's valt. Derhalve moeten deze resultaten met enige voorzichtigheid worden geïnterpreteerd.

Bovendien werd verwacht dat verzekerden met een hoog eigen risico zich zouden gedragen als personen die niet verzekerd zijn omdat de kans groot is dat het bedrag aan eigen risico niet wordt overschreden (Keeler, Newhouse en Phelps, 1977). Deze verwachting kwam wel uit: eigen risico's boven de 1000 dollar gaven onderling slechts kleine verschillen in de verwachte ziektekosten te zien.

### **4.5.5 Beschouwing**

Aan de hand van het RAND-experiment kunnen alleen uitspraken worden gedaan over het effect van eigen betalingen bij mensen tot 65 jaar; de groep van 65 jaar en ouder bleef geheel buiten beschouwing, terwijl deze steeds omvangrijker wordende groep relatief veel ziektekosten maakt. Verder komen bij de beschouwing over de bevindingen van het RAND-experiment twee aspecten aan de orde, namelijk: (1) de verschillen tussen de Nederlandse en de Amerikaanse gezondheidszorg en (2) welk effect van verzekering op de vraag naar zorg is bij het RAND-experiment gemeten?

#### **Nederlandse versus Amerikaanse situatie**

Bij de interpretatie van de uitkomsten van het RAND-experiment is het van belang de verschillen tussen de Nederlandse en de Amerikaanse gezondheidszorg niet uit het oog te verliezen. Genoemd kunnen worden de rol van de huisarts in Nederland, de invloed van 'malpractice suits' op het medisch handelen van artsen in de Verenigde Staten en verschillen in opvattingen over de gezondheidszorg. Tot slot moet rekening worden gehouden met het feit dat de bij het RAND-experiment gehanteerde maxima aan eigen betaling aan de hoge kant zijn in vergelijking met die welke in Nederland worden gehanteerd of voorgesteld.

### Partiële effect

Tot slot: een zeer belangrijk voorbehoud dat ten aanzien van de resultaten van het RAND-experiment kan worden gemaakt, is dat alle overige factoren constant zijn gehouden. De centrale onderzoeksvraag bij het experiment luidde: wat is het partiële effect van eigen betalingen, dat wil zeggen het effect onder gelijkhouding van al het overige? Voor de beleidsrelevantie is evenwel de vraag van belang of na invoering van eigen betalingen 'al het overige' wel hetzelfde blijft. Hoe gaan de zorgaanbieders reageren in geval van invoering van eigen betalingen op grote schaal? Zullen zij vraag gaan induceren? Op dit soort vragen kan aan de hand van het RAND-experiment geen antwoord worden gegeven. Het doel van het RAND-experiment was het partiële effect van eigen betalingen op de individuele kosten voor gezondheidszorg (*ceteris paribus*) en de consequenties van eigen betalingen op de gezondheid (*ceteris paribus*) te onderzoeken.

## 4.6 Nederlands onderzoek naar het remgeldeffect

Een overzicht van de literatuur over het remgeldeffect — al dan niet specifiek Nederlands onderzoek — is onder anderen afkomstig van De Klein (1994), Standpunt eigen betalingen in de gezondheidszorg (1992), Starmans (1996) en Van de Ven (1980, 1993).<sup>13</sup> Over onderzoek naar de consumptie-effecten vanwege de medicijnknaak en verschillen in ziektekosten tussen ziekenfondsverzekerden en particulier verzekerden zijn veel artikelen verschenen. Verder zijn publicaties verschenen over het effect van een vorm van eigen betaling op het gebruik van specialistenhulp (het specialistengeeltje), huisartsenhulp, kunst- en hulpmiddelen, medicijnen-op-recept en ziekenhuisgebruik. Deze paragraaf is met name gebaseerd op Van de Ven (1993).

### Medicijnknaak

Op 1 februari 1983 werd in de ziekenfondsverzekering een eigen bijdrage ingevoerd van f 2,50 per geneesmiddelenvoorschrift met een maximum van f 125 per verzekeringseenheid per jaar. In het eerste jaar dat de medicijnknaak werd geheven, daalde landelijk het gemiddeld aantal voorschriften met circa 20 procent en nam de afgeleverde hoeveelheid per voorschrift toe met circa 12 procent (WVC, 1985).<sup>14</sup>

---

<sup>13</sup> Veel van het onderzoek in deze paragraaf (en in paragraaf 4.7) heeft niet uitsluitend betrekking op vraaggeïnduceerde moral hazard maar ook op aanbodgeïnduceerde moral hazard.

<sup>14</sup> Een overzicht van de literatuur naar het effect van de medicijnknaak is geschreven door Van Andel (1988). Verder zijn publicaties verschenen van Van den Berg (1985; gebaseerd op CBS-gezondheidsenquête), De Klein en Collaris (1984) en Post (1984, 1985, 1986; gebaseerd op gegevens van het Regionaal Ziekenfonds Zwolle).

### Ziekenfondsverzekerden versus particulier verzekerden

Ziekenfondsverzekerden maken meer gebruik van ziekenhuizen dan particulier verzekerden (KISG, 1977, blz. 19-22). Na correctie voor leeftijd hadden zij gemiddeld een 26 procent hogere opnamefrequentie en 37 procent meer verpleegdagen (1975). Het is zeer de vraag of dit verschil komt door een verschil in verzekering of dat dit is veroorzaakt door andere verschillen, bijvoorbeeld een verschil in gezondheid tussen ziekenfondsverzekerden en particulier verzekerden (zie ook paragraaf 4.4).

Bovendien raadplegen ziekenfondsverzekerden vaker hun huisarts dan particulier verzekerden. Op basis van empirische analyses kwam Mootz (1984, 1985) tot de conclusie dat het frequenter raadplegen van de huisarts door ziekenfondsverzekerden voornamelijk is toe te schrijven aan de slechtere gezondheid van deze groep verzekerden.

Op basis van een analyse van gegevens van ruim 10.000 patiënten in een Rotterdamse groepspraktijk kwamen Van der Gaag en Van de Ven (1978) tot de conclusie dat ziekenfondsverzekerden — onder gelijkhouding van leeftijd, geslacht, sociale klasse, woonsituatie en morbiditeit — gemiddeld 12,5 procent meer consulten bij de huisarts per jaar hebben dan particulier verzekerden.

Van Vliet en Van de Ven (1986) kwamen na een analyse van de CBS-gezondheidsenquête tot de conclusie dat — onder gelijkhouding van onder andere gezondheid, leeftijd, geslacht, opleiding, gezinsgrootte, aanbod van voorzieningen en de praktijkvorm van de huisarts — ziekenfondsverzekerden gemiddeld 8 procent meer consulten bij de huisarts per jaar hebben dan particulier verzekerden.

### Overig Nederlands onderzoek

Rutten (1978) onderzocht de prijsgevoeligheid van de vraag met betrekking tot het ziekenhuistarief per verpleegdag. In geval van een bevalling in het ziekenhuis moesten ziekenfondsverzekerden in 1973 25 procent van de kosten zelf betalen. Uit een vergelijking tussen diverse gebieden in Nederland bleek een tariefstijging van 10 procent te resulteren in gemiddeld 15 procent minder verpleegdagen per verzekerde (onder gelijkhouding van diverse aanbodfactoren).

Van de Ven en Van der Gaag (1982) onderzochten gegevens over het gebruik van medische voorzieningen van ongeveer 3600 particulier verzekerde mannelijke gezinshoofden. Uit hun analyse bleek dat mannen die een aanvullende verzekering met 20%-bijbetaling hadden voor huisartsenhulp en medicijnen-op-recept — onder gelijkhouding van enkele relevante factoren — gemiddeld ongeveer 40 procent meer consulten bij de huisarts hadden en ongeveer 40 procent meer kosten hadden voor medicijnen-op-recept dan diegenen die deze kosten volledig zelf moesten betalen.

Vanaf 1980 is door KISG gekeken naar het effect van een eigen risico op de gemiddelde ziektekosten per verzekerde. Uit het KISG-jaarboek 1984 (KISG, 1985, blz. 56) blijkt dat de verpleegkosten van particulier verzekerden met een hoog eigen risico ( $\geq f$  750) 20 procent lager zijn dan die van particulier verzekerden



met een eigen risico tot f 250 (gecorrigeerd voor leeftijd). Ten aanzien van de kosten voor niet-klinische zorg was dit verschil 40 procent. In het KISG-jaarboek worden drie mogelijke oorzaken voor deze verschillen aangegeven, namelijk: (1) verschil in gezondheid, (2) het registratie-effect en (3) het remgeldeffect.

Starmans en Verkooijen (1990) hebben bij de vier Limburgse ziekenfondsen het effect onderzocht van de verhoging op 1 januari 1981 van de eigen bijdrage van f 35 naar f 150 per paar orthopedische schoenen op de vraag naar orthopedisch schoeisel. Een jaar na invoering van deze maatregel bleek de vraag naar orthopedisch schoeisel 11,5 procent lager dan verwacht. Drie jaar na invoering van de maatregel was de vraag met 37 procent gedaald. Omdat op 1 januari 1981 ook andere maatregelen hebben plaatsgevonden die van invloed kunnen zijn geweest op de vraag naar orthopedisch schoeisel, is niet bekend in welke mate de invoering van de hogere eigen bijdrage verantwoordelijk is voor de geconstateerde afname in de vraag naar orthopedisch schoeisel.

Need, Van Puijenbroek en Van Tulder (1992) hebben onderzoek gedaan naar het remgeldeffect als gevolg van een eigen risico voor zes zorgvormen, namelijk huisartsenhulp, specialistenhulp, tandheelkundige hulp, fysiotherapie, geneesmiddelen en ziekenhuisgebruik. Op basis van de CBS-gezondheidsenquête van 1989 kwamen zij tot de conclusie dat een hoger eigen risico een aantoonbaar negatief effect heeft op het aantal consulten bij de huisarts en het geneesmiddelengebruik. Ten aanzien van de vier andere zorgvormen kon geen significant effect worden waargenomen. In geval van een vrijwillig eigen risico (individueel, maximaal f 500) zou het remgeldeffect op macroniveau uitkomen op 1,4 procent (400 miljoen, guldens van 1991) en in geval van een verplicht eigen risico (voor volwassenen minimaal f 250 en maximaal f 500; voor kinderen tussen de f 83 en f 167) op 3,3 procent (bijna 1 miljard gulden).

Het effect van het specialistengeeltje, de eigen bijdrage voor specialistische hulp van f 25 per verwijzing tot een maximum van f 75 per verzekeringseenheid per jaar gedurende de periode 1 februari 1988 tot 1 januari 1990, is onderzocht door Starmans, Verkooijen en VanderBroeck (1993). De gebruikte gegevens voor deze studie waren echter gedeeltelijk incompleet door het toenmalige specialistenconflict. Alleen ten aanzien van oogheelkunde was er sprake van een significant lager gebruik (circa 9 procent).

Van Tulder en Bruyns (1995) hebben op basis van de CBS-gezondheidsenquête (1991) onderzocht wat voor vraageffecten de introductie van een verplicht eigen risico in de ziekenfondsverzekering zou geven. Zij concludeerden dat de introductie van een verplicht eigen risico van f 200 in de ziekenfondsverzekering, dat echter niet van toepassing is op huisartsenhulp, zal leiden tot een reductie van de ziektekosten op macroniveau van 70 miljoen gulden (0,5 procent). Deze reductie vindt voornamelijk plaats bij geneesmiddelen. Wanneer het eigen risico ook geldt voor huisartsenhulp is de kostenreductie aanmerkelijk groter: de schatting van de daling in ziektekosten bedroeg dan 160 miljoen gulden (1,1 procent).

Op basis van het onderzoek naar het remgeldeffect in Nederland kan worden geconcludeerd dat er sprake is van een zekere prijsgevoeligheid van de vraag naar zorg, met name wat betreft het aantal consulten bij de huisarts en het gebruik van geneesmiddelen. Voor mogelijke kanttekeningen bij al dit onderzoek, zie paragraaf 4.4 (problemen bij empirisch onderzoek).

#### 4.7 Buitenlands onderzoek naar het moral-hazardeffect

In de loop der jaren zijn internationaal talloze artikelen op het gebied van empirisch onderzoek naar het moral-hazardeffect verschenen. In deze paragraaf wordt volstaan met het noemen van enkele overzichtsartikelen en de algemene conclusies die daarin worden getrokken.<sup>15</sup>

De algemene conclusie die in de overzichtsartikelen wordt getrokken, is dat een stijging van de directe prijs die de consument voor medische hulp moet betalen, *ceteris paribus*, leidt tot een vermindering van het gebruik van de betreffende zorgvorm. De exacte hoogte van de respons is echter onzeker. Er zijn veel aanwijzingen dat het remgeldeffect groter is naarmate: (1) de tijdsprijs lager is, (2) het inkomen lager is, (3) de medische hulp minder urgent is en (4) de patiënt meer invloed heeft op de beslissing om medische hulp te ontvangen (Van de Ven, 1980).

De overzichten van Newhouse (1978a) en Van de Ven (1980) zijn gedateerd op een tijdstip voordat de eerste publicaties over de bevindingen van het RAND-experiment zijn verschenen. Later verschenen literatuuroverzichten worden gedomineerd door de bevindingen van het RAND-experiment.

Over de prijsgevoeligheid van de vraag naar medicijnen zijn veel artikelen geschreven. Een overzicht van deze artikelen is afkomstig van Huttin (1994). Zij beperkte zich tot artikelen over de prijsgevoeligheid van de vraag naar medicijnen in de Verenigde Staten en Groot-Brittannië. Het overzicht bevestigt het vermoeden dat de vraag naar medicijnen daalt wanneer (hogere) eigen betalingen worden geïntroduceerd.

Over het effect van verzekering op de vraag naar geestelijke gezondheidszorg hebben Frank en McGuire (1986) een overzichtsartikel geschreven. In de Verenigde Staten geldt voor niet-klinische geestelijke gezondheidszorg veelal een hoge mate van eigen betaling. De reden is dat verzekeraars het vermoeden hebben dat de vraag naar geestelijke gezondheidszorg sterk afhangt van de mate van verzekering. Uit het artikel blijkt dat het effect van eigen betalingen op de vraag naar geestelijke gezondheidszorg minstens zo groot is als het effect op andere ambulante zorg.

---

<sup>15</sup> Nederlandstalige overzichten over het remgeldeffect zijn verschenen van De Klein (1994), Standpunt eigen betalingen in de gezondheidszorg (1992), Starmans (1991, 1996) en Van de Ven (1980, 1993). Engelstalige overzichten zijn onder anderen afkomstig van Newhouse (1978a) en Mattison, ed. (1995).

## 4.8 Effect van verzekering op gezondheidstoestand

In deze paragraaf komen de gevolgen van het remgeldeffect op de gezondheidstoestand aan de orde. Weinig onderzoeken zijn bekend naar het verband tussen ziektekostenverzekering en gezondheidstoestand. Naast het RAND-experiment kunnen worden genoemd het onderzoek van Lurie e.a. (1986), Lavers (1989) en Hay, Bailit en Chiriboga (1982). Dit laatste onderzoek had betrekking op 161 personen met verschillende verzekeringen voor tandheelkundige hulp. De onderzoekers vonden een negatief verband tussen de mate van verzekering en het aantal aangetaste gebitselementen. Lavers onderzocht door middel van een tijdreeksanalyse de relatie tussen de hoogte van eigen bijdragen voor medicijnen die voorgeschreven zijn door een huisarts en de morbiditeit. De conclusie was dat de verhoging van de eigen bijdragen wel leidde tot een daling van het geneesmiddelengebruik maar geen invloed had op de gemeten morbiditeit. Lurie e.a. bestudeerden het effect van de introductie van eigen betalingen voor Medi-Cal-verzekerden. De onderzochte verzekerden behoorden tot de laagste inkomensgroep. Het effect van eigen betalingen was een reductie van het aantal consulten per verzekerde met ruim een derde, met als gevolg een verminderde gepercipieerde gezondheid en een toename van de diastolische bloeddruk van personen met hypertensie.

Een belangrijk onderdeel van het RAND-experiment betrof het effect van eigen betalingen op de gezondheid. Deze hebben op de meeste in het onderzoek gehanteerde gezondheidsmaatstaven geen statistisch significant effect gehad (Newhouse e.a., 1993, blz. 201). Slechts ten aanzien van hoge bloeddruk en een verminderd gezichtsvermogen bleken de verschillen significant uit te vallen ten gunste van volledig verzekerden. Dit verschil concentreerde zich bij mensen met zowel een slechte gezondheid aan het begin van het experiment (onderste 25 procent van de verdeling) als een laag inkomen (onderste 20 procent van de verdeling). Tussen verzekerden met polissen met een verschillende vorm van eigen betaling kon, gemeten aan de meeste fysiologische gezondheidsmaatstaven, aan het eind van het experiment geen statistisch significant verschil worden gevonden in de gezondheid. Verder hadden volledig verzekerden minder tandcariës en meer gevulde tanden en kiezen dan verzekerden met een polis met een vorm van eigen betaling. Ten aanzien van de gehanteerde maatstaven met betrekking tot de gezondheidsgewoonten werden eveneens geen statistisch significante verschillen waargenomen. Hetzelfde geldt voor de indicatoren voor de perceptie van de gezondheidstoestand.

Wel een statistisch significant verschil werd gevonden ten aanzien van de prevalentie van ernstige symptomen. Bij volledig verzekerden traden gedurende het experiment beduidend minder vaak ernstige symptomen op dan bij verzekerden met een polis met een vorm van eigen betaling. Dit verschil concentreerde zich bij mensen met zowel een lage sociaal-economische status als een laag inkomen (onderste 40 procent van beide verdelingen). Een interpretatie hiervan is dat de uitkomsten ten aanzien van een hoge bloeddruk en een verminderd gezichtsvermogen worden versterkt (Newhouse e.a., 1993, blz. 219).

De richting van het effect van eigen betalingen op het aantal dagen met activiteitenbeperkingen en meer specifiek het verlies aan werkdagen is op voorhand niet duidelijk. Enerzijds kunnen verzekerden door eigen betalingen te laat of geen medische hulp inroepen, waardoor langere perioden van werkverzuim kunnen ontstaan. Anderzijds kan het niet of minder gebruikmaken van zorg een positief effect hebben omdat men dan (langer) kan blijven werken. Het RAND-experiment toont aan dat verzekerden met een polis met een vorm van eigen betaling minder dagen met activiteitenbeperkingen hebben. Wat betreft het werkverzuim werd eenzelfde patroon gevonden, maar het effect was hier niet statistisch significant. Hieruit kan worden afgeleid dat de toename van het aantal dagen met activiteitenbeperkingen bij volledig verzekerden voornamelijk op het conto van de niet-werkenden kan worden geschreven.

Tussen kinderen met verschillende verzekeringen werden aan het eind van het RAND-experiment kleine verschillen in de gezondheidstoestanden gevonden. De effecten die zijn gevonden, hadden betrekking op een laag hemoglobinegehalte en carieuze melktanden. Voor het overige bleek de substantiële toename van het gebruik van acute en preventieve zorg door kinderen als gevolg van een volledige verzekering niet te resulteren in een beduidend betere gezondheid aan het eind van het RAND-experiment (Newhouse e.a., 1993, blz. 244-259).

Opgemerkt moet worden dat het gezondheidseffect een periode beslaat van maximaal vijf jaar. Over de gezondheidseffecten op de langere termijn kan op grond van het RAND-experiment niets worden gezegd.

Samenvattend kan worden gesteld dat de resultaten van het RAND-experiment aantonen dat relatief weinig voordeel wordt behaald met de extra zorg vanwege meer verzekering(sdekking). Door eigen betalingen wordt de vraag naar noodzakelijke en niet-noodzakelijke zorg ongeveer in dezelfde mate gereduceerd. Toch hadden de verschillen in het gebruik van zorg weinig effect op de gezondheidstoestanden. Een mogelijke oorzaak is dat de toename van niet-noodzakelijke zorg door verzekering een gezondheidsverlies oplevert vanwege iatrogene aandoeningen (Newhouse e.a., 1993, blz. 356-357).

## 4.9 Samenvatting en conclusie

Naarmate men meer en beter is verzekerd, heeft men minder prikkels om het optreden van een onder de verzekeringsdekking vallende gebeurtenis te vermijden en in geval van schade deze zo beperkt mogelijk te houden. Ofwel, door verzekering kan een moral-hazardeffect optreden, ook wel de meerconsumptie vanwege verzekering genoemd. Omgekeerd kan door de introductie van een vorm van eigen betaling de consumptie worden geremd: het remgeldeffect.

De nadruk bij de omschrijving van het begrip 'moral hazard' is in de loop van de tijd enigszins verschoven van immoreel handelen (fraude) naar rationeel handelen (economische afweging). Vermoedelijk is het ook van het type verzeke-

ring afhankelijk of met het begrip 'moral hazard' vooral misbruik of misgebruik wordt bedoeld.

Bij een procentuele bijbetaling of een eigen bijdrage zonder maximum aan eigen betaling is de prijs van medische zorg voor verzekerden over de tijd relatief respectievelijk absoluut constant. In geval van een maximum aan eigen betaling, bijvoorbeeld bij een eigen risico, is de prijs van zorg voor verzekerden afhankelijk van het gebruik van zorg. Dit bemoeilijkt onderzoek naar de invloed van eigen betalingen op de omvang van de ziektekosten.

Een methodologisch probleem bij empirisch onderzoek naar het remgeldeffect bij een vorm van verplichte eigen betaling is onder andere de afwezigheid van een controlegroep. Bij een vorm van vrijwillige eigen betaling kan bijvoorbeeld selectie een vertekening van het remgeldeffect geven. Het RAND-ziektekostenverzekeringsexperiment is het enige grootschalige onderzoek waarbij zulke methodologische problemen zijn ondervangen. Uit dat Amerikaans onderzoek bleek dat volledig verzekerden 46 procent meer ziektekosten maakten dan verzekerden met een hoog eigen risico (ongeveer  $f$  4000, 1996). Een individueel eigen risico van 150 dollar (circa  $f$  600, 1996) alleen voor niet-klinische zorg leidde tot een reductie van 8 procent van de kans op een ziekenhuisopname en tot een daling van 20 procent van de totale ziektekosten ten opzichte van een volledige verzekering.

Bij het RAND-experiment hadden hoge eigen betalingen (tot vijftien procent van het inkomen tot een maximum van ongeveer  $f$  4000, 1996) weinig invloed op de gezondheidstoestand van de 'gemiddelde' deelnemer. Door eigen betalingen werd de vraag naar noodzakelijke en niet-noodzakelijke zorg ongeveer in dezelfde mate gereduceerd. Een mogelijke oorzaak van het geringe effect van eigen betalingen op de gezondheidstoestand is dat een toename van niet-noodzakelijke zorg vanwege verzekering een gezondheidsverlies oplevert door iatrogene aandoeningen. Voor slechtzienden en voor personen met een hoge bloeddruk heeft een volledige ziektekostenverzekering ten opzichte van een ziektekostenverzekering met een hoog eigen risico wel een verbetering in de gezondheidstoestand teweeggebracht. Deze verbetering concentreerde zich bij mensen met zowel een slechte gezondheid aan het begin van het experiment als een laag inkomen.

De resultaten van de vele andere onderzoeken naar het remgeldeffect zijn moeilijk met elkaar te vergelijken vanwege verschillen in relevante factoren. Naast de verschillende vormen van eigen betaling, zijn van belang: (1) de hoogte van de eigen betaling, (2) het maximum aan eigen betaling, (3) of de vorm van eigen betaling voor alle zorg geldt of specifiek voor één zorgvorm, (4) voor iedereen of voor een selecte groep, (5) op persoons- of polisniveau en (6) gedurende welke periode wordt het effect gemeten (anticipatie-, inhaal- en uitsteleffecten).

Blijkens empirisch onderzoek heeft een vorm van eigen betaling vooral effect op het wel of niet optreden van een *ziektekosten* episode en nauwelijks op de ziektekosten gegeven een *ziektekosten* episode. Op grond hiervan kan een gering remgeldeffect worden verwacht wanneer voor 'alle' zorgvormen eigen betalingen zouden gelden doch niet voor consulten bij de huisarts.

De algemene conclusie is dat een stijging van de directe prijs die de consument voor medische hulp moet betalen, *ceteris paribus*, leidt tot een vermindering van het gebruik van de betreffende zorgvorm. De exacte hoogte van de respons is echter onzeker. Er zijn veel aanwijzingen dat het remgeldeffect groter is naarmate: (1) de tijdsprijs lager is, (2) het inkomen lager is, (3) de medische hulp minder urgent is en (4) de patiënt meer invloed heeft op de beslissing om medische hulp te ontvangen.

# 5 Premieopslag

## 5.1 Inleiding

De risicopremie komt overeen met de krachtens de verzekeringsvoorwaarden te verwachten vergoedingen (equivalentiebeginsel). Een verzekeraar kan echter geen genoegen nemen met een premie gelijk aan de verwachte ziektekosten. Onder meer in verband met uitvoeringskosten moet een verzekeraar een premieopslag hanteren.

In de praktijk wordt de premie(opslag) op diverse wijzen bepaald: (1) puur intuïtief, (2) welke premie hanteert de concurrent, (3) dezelfde premie als vorig jaar plus eventueel een correctie in verband met inflatie of verlies en (4) een premie(opslag) berekend met geavanceerde statistische modellen.

De Wit (1987) onderscheidde drie elementen waarop de kostprijs van een verzekering theoretisch is gebaseerd: (1) een risicopremie (verwachte schade), (2) een veiligheidsopslag (inclusief winstopslag) en (3) een kostenopslag. De kostenopslag heeft onder meer betrekking op de administratiekosten en provisie.

Bovenstaande benadering van de kostprijs wordt door De Wit gezien als de eerste stap van de premievaststelling en resulteert in de theoretische kostprijs. De volgende stap is die van de intuïtieve benadering. Deze zal veelal zijn gestoeld op praktische ervaring met betrekking tot acceptatie en schade-ervaringen gedurende de looptijd van de verzekering. Deze benadering resulteert in de praktische kostprijs. De laatste onderscheiden stap is die van de marktbenadering: uiteindelijk wordt in het krachtenveld van consumenten en verzekeraars de verkoopprijs van verzekeringen bepaald.

In de tweede paragraaf worden enkele componenten van de premieopslag onderscheiden. In paragraaf 5.3 worden risico-opslagfuncties besproken. Vervolgens wordt verslag gedaan van empirisch onderzoek naar de hoogte van de premieopslag (paragraaf 5.4). Tot slot wordt in paragraaf 5.5 de relatie beschreven tussen de premieopslag en de vorm van eigen betaling.

## 5.2 Componenten van de premieopslag

Naar analogie van de indeling van Thorpe (1992) zullen als componenten van de premieopslag worden onderscheiden: (1) transactiegerelateerde kosten, (2) overheadkosten, (3) verkoop- en marketingkosten, (4) winst en (5) kosten van risico.

### Transactiegerelateerde kosten

De administratieve kosten voor een verzekeraar vanwege het vaststellen van de premie — een premie bepalen (onder het equivalentiebeginsel) gaat gepaard met

kosten — het opstellen van de polissen en vervolgens het jaarlijkse verlengen, zijn de vaste administratiekosten voor een verzekeraar. Daarentegen vormen de kosten die voortvloeien uit het verwerken van schaden de variabele administratiekosten.

### Overheadkosten

Naast de kosten vanwege administratieve verrichtingen van de verzekeraar zullen ook de overheadkosten op de verzekerden moeten worden verhaald door een premieopslag. Voorbeelden van overheadkosten zijn: de kosten van het gebouw en de verwarming, de salarissen van directieleden en de kosten van een management-informatiesysteem. Bovendien kunnen tot deze component van de premieopslag worden gerekend de kosten van controle (fraudebestrijding), de kosten van schadelastbeperking (voorlichting en preventie) en de kosten die verzekeraars maken om contracten met zorgaanbieders af te sluiten.

### Verkoop- en marketingkosten

In deze component van de premieopslag zijn de kosten opgenomen die voortvloeien uit de inspanningen die een verzekeraar moet doen voor de verkoop van verzekeringen. Hierbij kan bijvoorbeeld worden gedacht aan de kosten vanwege tussenpersonen (provisie), de kosten van het verwerken van telefonische offerteaanvragen ('direct writers') en de kosten die gemoeid zijn met reclame en sponsoring. Bovendien vallen de kosten van marktonderzoek onder deze component.

### Winst

In het algemeen zal een verzekeraar een vergoeding willen hebben voor de gedeerde inkomsten uit eigen vermogen. Als compensatie voor deze gedeerde inkomsten zullen ('for profit') verzekeraars een winstopslag hanteren.

Voor de bovenstaande componenten geldt in theorie dat deze veelal of een vaste premieopslag of een variabele — dat wil zeggen: proportioneel met de risicopremie — of een combinatie van beide opleveren. Met een risicopremie gelijk aan  $E(X)$  is de premie  $P(X)$  voor risico  $X$  dan gelijk aan:

$$P(X) = \alpha \cdot E(X) + c, \quad \text{met } \alpha > 1 \text{ en } c > 0. \quad (5.1)$$

Naast de premie kunnen er voor een verzekerde andere kosten zijn vanwege de verzekering, bijvoorbeeld (assurantie)belasting of andere wettelijk verplichte bijdragen. Hierbij kan worden gedacht aan de Medefinanciering Oververtegenwoordiging Oudere Ziekenfondsverzekerden (MOOZ) en de Wet Toegang Ziektekostenverzekering (WTZ).

### Kosten van risico

De premieopslag in verband met de kosten van risico heeft mede te maken met het wettelijke kader waarbinnen een verzekeringsbedrijf opereert. Verzekeraars zijn



bereid individuele risico's over te nemen omdat het gezamenlijke risico (risicopool) kleiner is dan de afzonderlijke individuele risico's. Toch zal een verzekeraar ook in een slecht verzekeringsjaar aan zijn verplichtingen moeten kunnen voldoen. Daartoe moet een verzekeraar een risico-opslag hanteren ter compensatie van het dragen van het risico van verzekerden. De risico-opslag kan bijdragen tot reservevorming. De reserves dienen als buffer: in goede verzekeringsjaren moet geld (premie-inkomsten) worden gereserveerd, zodat in slechte verzekeringsjaren uit de reserves kan worden geput. Sommige zaken zijn voor verzekeraars bij wet geregeld, bijvoorbeeld wettelijke solvabiliteitseisen. Aangezien de kosten van risico direct gerelateerd zijn aan de statistische verdeling van ziektekosten, dit in tegenstelling tot de andere componenten van de premieopslag, zal in paragraaf 5.3 specifiek aandacht worden besteed aan risico-opslagfuncties.

### 5.3 Risico-opslagfuncties

In deze paragraaf worden enkele risico-opslagfuncties beschouwd. De kosten van risico zijn direct gerelateerd aan de statistische verdeling van de ziektekosten (de schadeverdeling) waardoor deze component een ander karakter heeft dan de overige componenten van de premieopslag.

Een mogelijke risico-opslag is een opslag volgens het 'variantieprincipe'. Dit principe houdt in dat de risico-opslag proportioneel met de variantie van  $X$  is:

$$P(X) = E(X) + \beta \cdot \sigma^2(X), \quad \text{met } \beta > 0. \quad (5.2)$$

Naast het 'variantieprincipe' kan het 'standaarddeviatieprincipe' worden onderscheiden. In plaats van de variantie van  $X$  wordt dan de standaarddeviatie van  $X$  gehanteerd. Een risico-opslag volgens het 'semi-variantieprincipe' houdt in dat de variantie van  $X$  gebaseerd is op alleen de positieve waarden van  $X - E(X)$ .

Voor andere — veelal minder eenvoudige — risico-opslagen, zie bijvoorbeeld Goovaerts, De Vylder en Haezendonck (1984).

### 5.4 Empirisch onderzoek naar premieopslag

Uit onderzoek naar de hoogte van de premieopslag blijkt een duidelijk onderscheid tussen een naturastelsel en een restitutiestelsel. In een naturastelsel verzenden zorgaanbieders hun nota's rechtstreeks naar de verzekeraars van hun patiënten. Een belangrijk voordeel van een naturastelsel is dat zorgaanbieders gemakkelijker efficiëntere vormen van betaling van nota's kunnen overeenkomen met verzekeraars dan met individuele verzekerden. Bovendien is het bewerkelijker om nota's per verzekerde te behandelen dan verzameldeclaraties per zorgaanbieder. Een nadeel van een naturastelsel is dat verzekerden geen inzicht krijgen in de door hen

gemaakte ziektekosten. Bovendien is controle op de nota's door de verzekerden afwezig tenzij daarnaar wordt gevraagd.

In een restitutiestelsel betaalt een verzekerde in het algemeen eerst zelf de kosten van een medische behandeling aan de zorgaanbieder. Schaden die vallen onder de verzekeringsdekking kunnen, afgezien van de vorm van eigen betaling, door verzekerden worden gedeclareerd bij de verzekeraar. De nadelen van dit systeem zijn dat in geval van declaratie een extra geldstroom optreedt en dat efficiënte vormen van betalingsverkeer moeilijker zijn te realiseren. De voordelen zijn dat patiënten inzicht krijgen in de kosten van medische behandelingen en dat zij de nota's kunnen controleren. Verder hoeft een verzekeraar voor verzekerden met kosten tot het eigen risico geen administratieve handelingen te verrichten, ervan uitgaande dat verzekerden dan geen nota's insturen en afgezien van de vaste administratieve handelingen.

De kosten van zorg uit hoofde van de AWBZ en de Ziekenfondswet worden in beginsel vergoed volgens een naturastelsel. De afwikkeling van ziektekosten bij particuliere ziektekostenverzekeringen en aanvullende verzekeringen vindt veelal plaats volgens een restitutiestelsel. De kosten van beheer en administratie als percentage van de totale kosten waren in 1992 voor de AWBZ-verzekering 1,95 procent, de ziekenfondsverzekering 5,22 procent en voor de particuliere ziektekostenverzekeringen 14,26 procent (Hagen, 1993). De administratiekosten van werkgevers voor de AWBZ en Ziekenfondswet zijn hier buiten beschouwing gelaten. Op grond van deze percentages kwam Hagen tot de conclusie dat een grotere marktwerking gepaard lijkt te gaan met een toename van de systeemkosten.

Mogelijke verklaringen voor de hogere systeemkosten bij particuliere ziektekostenverzekeringen zijn, naast het verschil tussen een natura- en een restitutiestelsel, de marketingactiviteiten en de kosten van tussenpersonen. Bovendien komt bij de particuliere ziektekostenverzekering een hogere mate van pluriformiteit voor dan bij de ziekenfondsverzekering, hetgeen eveneens gepaard gaat met hogere uitvoeringskosten. Verder kunnen de mogelijk intensievere controles op nota's door particuliere verzekeraars van belang zijn vanwege het financiële risico dat zij lopen ten opzichte van het financiële risico van het uitvoeren van de AWBZ en Ziekenfondswet (verevening en nacalculatie).

Uit theoretisch oogpunt valt veel te zeggen voor een vaste premieopslag plus een premieopslag proportioneel met de verwachte ziektekosten (paragraaf 5.2), afgezien van de risico-opslag. In de praktijk wordt veelal een premieopslag gehanteerd die gebaseerd is op een percentage van de verwachte schade (particuliere ziektekostenverzekeringen). Lage-risico verzekerden betalen dan 'te weinig' voor de vaste uitvoeringskosten voor een verzekeraar, bijvoorbeeld de verkoop- en marketingkosten, en hoge-risico verzekerden 'te veel'. Dit kan bijdragen aan het doel van particuliere verzekeraars blijkens de reclames om vooral jonge gezonde mensen in hun verzekerdenbestand te krijgen.

Van den Hoek (1995) concludeerde dat in 1992 circa 1,2 miljard gulden (ongeveer 2,5 procent van de zorgkosten) door zorgaanbieders is besteed aan

administratieve verplichtingen op grond van algemene wet- en regelgeving. Volgens het equivalentiebeginsel zullen deze kosten in de kostprijs van zorg (ziektelasten) worden doorberekend en derhalve niet als premieopslag gelden maar impliciet een onderdeel vormen van de risicopremie.

Gauthier e.a. (1992) hebben verslag gedaan van een workshop over het identificeren en kwantificeren van de beheers- en administratiekosten van het Amerikaanse gezondheidszorgsysteem. Zij stelden dat deze kosten niet simpel (financieel en zorginhoudelijk) kunnen worden afgedaan met begrippen als verspilling, fraude en misbruik, maar dat deze kosten een functie zijn van hoe de gezondheidszorg is ingericht.

Thorpe (1992) heeft onderzoek verricht naar de beheers- en administratiekosten van de gezondheidszorg in de Verenigde Staten naar aanleiding van geuite kritiek op de hoge uitvoeringskosten van het Amerikaanse gezondheidszorgsysteem. Uit het onderzoek van Thorpe bleek dat bij particuliere ziektekostenverzekeringen in de Verenigde Staten de beheers- en administratiekosten liggen tussen de 5,5 procent van de ziektekosten (collectieve contracten met meer dan 10.000 verzekerden) en 40 procent van de ziektekosten (individuele contracten). Bij de publieke ziektekostenverzekeringen, Medicare en Medicaid, zijn deze percentages respectievelijk 2,1 en 5,1 procent.

Verder vergeleek Thorpe de beheers- en administratiekosten van het Canadese gezondheidszorgsysteem (11 procent van de kosten) met die van de Verenigde Staten (24 procent van de kosten). Een gedeelte van dit verschil kon worden verklaard door het in Canada gehanteerde systeem van één betaler en het hanteren van algemene ziekenhuisbudgetten. Verder is in de Verenigde Staten geïnvesteerd in systemen die de ziekte(kosten)gegevens kunnen verwerken en in 'managed care information'. Zulke systemen brengen enerzijds kosten met zich mee, anderzijds mag worden verwacht dat de extra verkregen informatie een bijdrage levert aan het reduceren van de totale gezondheidszorgkosten.

Een overzicht van de geregistreerde beheerskosten voor gezondheidszorgsystemen in OESO-landen is gemaakt door Poullier (1992). Een conclusie was dat een algemeen geaccepteerde definitie van uitgaven aan gezondheidszorgsystemen ontbreekt. Dit bemoeilijkt een vergelijking tussen landen.

Pauly (1992) concludeerde dat de extra ziektekosten in een publiek systeem ongeveer even hoog zijn als de extra beheers- en uitvoeringskosten bij particuliere ziektekostenverzekeringen; beide zouden ongeveer 20 procent bedragen. Bij deze zienswijze is enerzijds het uitgangspunt dat de extra ziektekosten in een publiek systeem veroorzaakt zijn door moral hazard vanwege een volledige verzekering — bij particuliere verzekeringen wordt uitgegaan van eigen betalingen — en anderzijds dat in een publiek systeem de beheers- en uitvoeringskosten lager zijn dan bij particuliere verzekeringen (natura- versus restitutiestelsel, mate van concurrentie en diversiteit, enzovoort). Het paradoxale van extra beheerskosten vanwege schadelastbeperking is dat de totale ziektekosten bij een succesvolle aanpak afnemen, maar dat de beheers- en administratiekosten toenemen als percentage van de (lagere)

totale ziektekosten. Als indicator voor efficiëntie is zo'n maatstaf daarom niet alleszeggend. Tot slot stelde Pauly dat een gedeelte van de premieopslag de prijs is die verzekerden bereid zijn te betalen voor het hebben van keuzemogelijkheden.

Tot nu toe is de premieopslag beschouwd voor ziektekostenverzekeringen in het algemeen. In de volgende paragraaf zal de relatie worden besproken tussen de premieopslag bij een volledige verzekering en een verzekering met een vorm van eigen betaling.

## 5.5 Relatie premieopslag en vorm van eigen betaling

Voor de theoretische relatie tussen de premieopslag en een vorm van eigen betaling is van belang binnen welk uitvoeringssysteem eigen betalingen worden gehanteerd. In deze paragraaf zal onderscheid worden gemaakt tussen een restitutie- en een naturastelsel.

### Restitutiestelsel

In theorie is het onderscheid tussen een vaste premieopslag en een proportionele premieopslag (proportioneel met de risicopremie) cruciaal voor de relatie tussen de premieopslag en de hoogte van het eigen risico. Logischerwijs is de vaste premieopslag onafhankelijk van het bedrag aan eigen risico. In relatie tot de risicopremie neemt de vaste premieopslag echter toe naarmate het bedrag aan eigen risico hoger is, omdat een hoger eigen risico een lagere risicopremie oplevert.

De premieopslag vanwege de variabele uitvoeringskosten voor een verzekeraar is in theorie een functie van de hoogte van het eigen risico en het risicoprofiel van de verzekerde. In een restitutiestelsel zullen verzekerden door een eigen risico minder schade declareren dan in geval van een volledige verzekering. De uitvoeringskosten voor een verzekeraar zullen gelijk zijn aan de vaste uitvoeringskosten als in een jaar de ziektekosten van een verzekerde het bedrag aan eigen risico niet overschrijden. In theorie geldt dat de premieopslag vanwege de variabele uitvoeringskosten lager is naarmate het bedrag aan eigen risico hoger is, *ceteris paribus*.

Bij een procentuele bijbetaling zal het aantal claims even groot zijn als bij een volledige verzekering (afgezien van het remgeldeffect). De uitvoeringskosten zullen hierdoor bij een procentuele bijbetaling ongeveer gelijk zijn aan die bij een volledige verzekering, terwijl bij een eigen risico op grond van de kostendeling wel een reductie van de uitvoeringskosten voor een verzekeraar zal plaatsvinden. Dit kan een reden zijn waarom particuliere verzekeraars veelal wel een eigen risico aanbieden maar niet een procentuele bijbetaling.

### Naturastelsel

Eigen betalingen in een naturastelsel gaan gepaard met extra uitvoeringskosten (afgezien van het remgeldeffect). Verschillende mogelijkheden voor het innen van eigen betalingen zijn denkbaar. Voor een uitgebreid verslag van betalingswijzen in

de zorgsector en dan met name van de extra uitvoeringskosten als gevolg van de introductie van een vorm van eigen betaling in de ziekenfondsverzekering, zie het rapport 'Gepast betalen voor zorg' (Voorzee e.a., 1995).

Een mogelijkheid is dat zorgaanbieders de eigen betaling van hun patiënten innen. Dit zou bijvoorbeeld kunnen gebeuren via een nota, een directe betaling (een echte 'out-of-pocket payment') of via een geautomatiseerd systeem van betaling. Een andere optie is dat verzekeraars achteraf de 'eigen betalingen' verrekenen met de verzekerden. Deze afrekening zou bijvoorbeeld per schade of periodiek kunnen plaatsvinden. In het geval van een periodieke afrekening zouden verzekerden vooraf de verwachte eigen betaling aan de verzekeraar kunnen betalen. Achteraf maakt de verzekeraar het verschil op tussen de 'premie' en de 'werkelijke' eigen betaling (vergelijk de energierekening).

In een naturastelsel zal het verschil in uitvoeringskosten voor een verzekeraar tussen een eigen risico en een procentuele bijbetaling vermoedelijk gering zijn. Afgezien van het remgeldeffect is bij een eigen risico de frequentie van eigen betaling nooit hoger dan bij een procentuele bijbetaling tot hetzelfde maximum aan eigen betaling. Hierdoor zullen de uitvoeringskosten bij een eigen risico waarschijnlijk lager zijn dan bij een procentuele bijbetaling tot hetzelfde maximum.

## 5.6 Samenvatting en conclusie

De premieopslag is in theorie opgebouwd uit de volgende componenten: (1) transactiegerelateerde kosten, (2) overheadkosten, (3) verkoop- en marketingkosten, (4) winst en (5) kosten van risico. Veelal kan per component een onderscheid worden gemaakt naar een vaste premieopslag en/of een premieopslag proportioneel met de verwachte ziektekosten.

In het algemeen worden bij publieke ziektekostenverzekeringen (bijvoorbeeld ziekenfondsen) de ziektekosten afgewikkeld volgens een naturastelsel en zijn particuliere verzekeringen gestoeld op een restitutiestelsel. Uit empirisch onderzoek blijkt dat bij publieke verzekeringen de beheers- en administratiekosten lager zijn dan bij particuliere verzekeringen. Mogelijke verklaringen voor de hogere systeemkosten bij particuliere ziektekostenverzekeringen zijn, naast het verschil tussen een natura- en een restitutiestelsel, de marketingactiviteiten en de kosten van tussenpersonen. Bovendien komt bij de particuliere ziektekostenverzekering een hogere mate van pluriformiteit voor dan bij de ziekenfondsverzekering, hetgeen eveneens gepaard gaat met hogere uitvoeringskosten. Verder kunnen de mogelijk intensievere controles op nota's door particuliere verzekeraars van belang zijn vanwege het financiële risico dat zij lopen ten opzichte van het financiële risico van het uitvoeren van de AWBZ en Ziekenfondswet (verevening en nacalculatie).

Een vaste premieopslag is logischerwijs onafhankelijk van het bedrag aan eigen risico. In geval van een restitutiestelsel is de proportionele premieopslag in principe lager naarmate het bedrag aan eigen risico hoger is. Bij een procentuele bijbetaling

zal het aantal claims dat een verzekeraar moet verwerken hetzelfde blijven ten opzichte van een volledige verzekering, afgezien van het remgeldeffect. Tot slot zal een vorm van eigen betaling in een naturastelsel gepaard gaan met extra uitvoeringskosten, afgezien van het remgeldeffect.

# 6 Antiselectie

## 6.1 Inleiding

In een vrije markt kunnen twee actoren worden onderscheiden die de keuze voor een bepaalde ziektekostenverzekering beïnvloeden. Enerzijds is dit de verzekeraar die een offerte uitbrengt waarin onder andere is opgenomen: de verzekeringsdekking, de vorm en hoogte van eigen betaling, de verzekeringsvoorwaarden en de premie. Anderzijds is vanzelfsprekend het individu dat onder een bepaald contract een handtekening zet een belangrijke actor: de verzekerde.

In geval van een individuele keuzemogelijkheid voor een ziektekostenverzekering kan, gezien vanuit het standpunt van de verzekeraar, antiselectie optreden (ongunstige-risicoselectie of 'adverse selection').<sup>1</sup> Schut (1995, blz. 120) definieerde antiselectie als de tendens dat hoge-risico verzekerden binnen een door een verzekeraar onderscheiden risicogroep meer verzekering(sdekking) willen kopen dan lage-risico verzekerden binnen dezelfde risicogroep.

Antiselectie is het probleem van informatieasymmetrie dat ontstaat wanneer de koper van een verzekering beschikt over relevante informatie die de verkoper (verzekeraar) niet heeft (Akerlof, 1970). Rothschild en Stiglitz (1976) toonden aan dat op een concurrerende verzekeringsmarkt met extreem scheefverdeelde risico-informatie ten gunste van verzekerden, via pakketdifferentiatie of de 'hoeveelheid' verzekering een evenwicht kan worden bereikt. Lage-risico verzekerden hebben dan in het algemeen minder verzekering (een hoger eigen risico) dan hoge-risico verzekerden. Met een keuze voor een (hoog) eigen risico voorkomen lage-risico verzekerden dat zij naar verwachting hoge-risico verzekerden subsidiëren.

Binnen de groep van hoge-risico verzekerden zullen in het algemeen de relatief lage-risico verzekerden geneigd zijn minder verzekering te nemen (met bijbehorend premievoordeel). Hierdoor moet de premie voor diegenen die tot de groep van hoge-risico verzekerden blijven behoren verder omhoog, wil zij kostendekkend blijven. Met een hogere premie zullen naar verwachting — per saldo — weer de relatief lage-risico verzekerden afhaken. Het gevolg is een opwaartse premiespiraal voor de volledige verzekering. Als zich op de ziektekostenverzekeringsmarkt weinig hoge-risico individuen bevinden, is het de vraag of een evenwicht ontstaat.

---

<sup>1</sup> Het verschijnsel dat verzekeraars in geval van premiereregulering geneigd zijn, gegeven een bepaalde premiestructuur, een voor hen zo gunstig mogelijk verzekerdenbestand te selecteren, wordt veelal gunstige-risicoselectie ('cream skimming') genoemd (Van de Ven, 1993, blz. 157). Gunstige-risicoselectie is het gevolg van regulering en niet van vrije marktwerking (Pauly, 1984). Voor mogelijkheden tot gunstige-risicoselectie, zie bijvoorbeeld Van de Ven (1989), voor het tegengaan van gunstige-risicoselectie: Van de Ven en Van Vliet (1992a, 1992b) en Luft (1986, 1995), en voor empirisch onderzoek naar gunstige-risicoselectie: Hellinger (1987, 1995).

Marquis en Phelps (1987) onderscheidten drie voorwaarden voor het optreden van antiselectie: (1) heterogeniteit onder individuen die door verzekeraars niet volledig is te doorzien, (2) individuen moeten zich bewust zijn van hun ziekte-kostenrisico, zodat zij de verzekering(sdekking) en bijbehorende premie kunnen afstemmen op dit risico en (3) consumenten moeten reageren op prijsverschillen tussen verzekeringen.

Zonder overheidsregulering of zelfordening (door de verzekeraars) kunnen drie antiselectieproblemen worden onderscheiden (Schut, 1995, blz. 121-126). De eerste twee problemen hebben betrekking op efficiëntie en het derde op gelijkheid. Ten eerste, antiselectie kan een welvaartsverlies geven voor lage-risico individuen. Wanneer een verzekeraar geen onderscheid kan maken tussen verschillende risicogroepen, kunnen lage-risico verzekerden het subsidiëren van hoge-risico verzekerden alleen voorkomen door weinig verzekering(sdekking) te kiezen. Zodoende kan asymmetrische informatie leiden tot een onderconsumptie van verzekering door lage-risico verzekerden. Het tweede antiselectieprobleem is het mogelijk failliet gaan van efficiënt werkende verzekeraars en de potentiële afwezigheid van een evenwicht onder concurrentie. Een premiespiraal kan ertoe leiden dat individuen geheel of gedeeltelijk onverzekerd zijn. Het derde probleem met betrekking tot antiselectie heeft te maken met gelijkheid. Door antiselectie kan de premie (voor een volledige verzekering) voor hoge-risico verzekerden (erg) hoog worden. Veelal wordt dit als maatschappelijk ongewenst gezien.

Van de Ven en Van Vliet (1995) maakten een onderscheid tussen een door een verzekeraar vermijdbare en onvermijdbare antiselectie. Vermijdbare antiselectie kan optreden als de premies niet volledig risicogerelateerd zijn en zowel verzekerden als verzekeraars zijn op de hoogte van risicofactoren die niet in de premies zijn verwerkt. Verzekeraars hadden een zodanige antiselectie immers (gedeeltelijk) kunnen voorkomen door de premies beter te relateren aan de risico's. Echter, ook indien de premie volledig is gedifferentieerd naar alle voor een verzekeraar waarneembare risicofactoren, kan antiselectie optreden. Voor een verzekeraar is dit onvermijdbare antiselectie. Verzekerden beschikken dan over meer informatie over hun ziektekostenrisico — en maken daar ook gebruik van — dan waarvoor een verzekeraar kan corrigeren via de premie.

Antiselectie is uitgesloten als verzekeraars risicogerelateerde premies hanteren op een wijze dat verzekerden binnen hun risicogroep niet het gevoel hebben dat zij relatief een lage-risico of een hoge-risico verzekerde zijn. De consumenten (verzekerden) beschikken dan niet over een informatiesurplus ten aanzien van hun ziektekostenrisico ten opzichte van de verzekeraar.

Veel onderzoeken zijn bekend waaruit blijkt dat antiselectie optreedt.<sup>2</sup> De vraag is echter of deze selectie te voorkomen was geweest met een 'voldoende' risico-

---

<sup>2</sup> Zie bijvoorbeeld: Browne (1992), Davidson, Sofaer en Gertler (1992), Feldman en Dowd (1982, 1991a), Marquis (1992), Marquis en Phelps (1987), Rice, McCall en Boismier (1991), Schut en Van Hoek (1993), Van de Ven en Van Praag (1981b) en Wolfe en Goddeeris (1991).



gerelateerde premiestructuur (geen consumenteninformatiesurplus). Een empirisch bewijs van het bestaan van onvermijdbare antiselectie is in de literatuur niet te vinden. Van de Ven en Van Vliet (1995) noemden drie redenen waarom dit bewijs ontbrak. Ten eerste, wanneer de groep verzekerden met veel verzekering(sdekking) wordt vergeleken met de groep met weinig verzekering(sdekking), kan een eventueel verschil in gemiddelde ziektekosten veroorzaakt zijn door zowel antiselectie als moral hazard. Ten tweede is het voor onderzoekers moeilijk dezelfde informatie te verkrijgen als waarover verzekeraars beschikken ter bepaling van risicogroepen. Hierdoor is het eenvoudiger de afwezigheid van onvermijdbare antiselectie aan te tonen of een bepaald maximum van het effect van antiselectie aan te geven dan het bestaan van onvermijdbare antiselectie te bewijzen. Ten derde doet zich bij onderzoek naar antiselectie het probleem voor dat het effect van dit verschijnsel naar verwachting in de loop van de tijd afneemt: 'zieken worden beter en gezonden worden ziek' (regressie-naar-het-gemiddelde). Onderzoek naar de dynamische aspecten van antiselectie vereist derhalve veel van het te analyseren gegevensbestand.

Dit hoofdstuk is gewijd aan de keuze van verzekerden voor een ziektekostenverzekering met al dan niet een vorm van eigen betaling. Op een andere wijze geformuleerd: welke verzekerden wensen 'verplichte' eigen betalingen af te kopen door een aanvullende verzekering (av)? Deze vraag staat centraal in paragraaf 6.2. In paragraaf 6.3 wordt de av-keuze gerelateerd aan ziektekosten. Vervolgens wordt geanalyseerd in welke mate een eventueel verschil in gemiddelde ziektekosten tussen verzekerden die wel en die niet de av willen afsluiten kan worden verklaard door individuele kenmerken (paragraaf 6.4). In hoeverre kan een verzekeraar antiselectie tegengaan wanneer bij de premiestelling rekening wordt gehouden met risicofactoren? Hoe groot is het consumenteninformatiesurplus? In paragraaf 6.5 worden enkele facetten gegeven van een av-keuze die gebaseerd is op ziektekosten in het verleden.

## 6.2 Empirische analyses antiselectie

### 6.2.1 Inleiding

In deze paragraaf wordt de keuze voor al dan niet een aanvullende verzekering tegen 'verplichte' eigen betalingen gerelateerd aan informatie die van de verzekerden zelf afkomstig is, namelijk: informatie ontleent aan de gezondheidsenquête. Zijn hoge-risico individuen (ouderen, chronisch zieken) in het algemeen wel bereid zich aanvullend te verzekeren en zullen lage-risico individuen (jongeren, gezonde mensen) daar in het algemeen minder toe bereid zijn?

Het voordeel van het gebruik van een enquêtevraag naar de av-keuze ten opzichte van een feitelijk waargenomen keuze is dat antiselectie wordt onderzocht

en niet antiselectie plus het remgeldeffect. Het gebruik van een enquêtevraag ten opzichte van een werkelijk gemaakte keuze kent ook een nadeel. Afgevraagd kan worden of individuen in de praktijk net zo kiezen als in geval van een enquête. Waarschijnlijk is dit niet een onrealistische assumptie, zie bijvoorbeeld Granbois en Summers (1975) en Wolf en Pohlman (1983).

Bij de empirische analyses worden de enquêtevragen gebruikt over het al dan niet willen afsluiten van een aanvullende verzekering met als dekking de ziektekosten tot het bedrag aan een te introduceren 'verplicht' eigen risico. Voorafgaand aan de vragen over aanvullende verzekeringen was op het enquêteformulier een context afgeschilderd waarin een 'verplicht' eigen risico wordt geïntroduceerd. Vervolgens is de geënquêteerden (ziekenfondsverzekerden) gevraagd of zij het eigen risico zouden willen afkopen door een aanvullende verzekering met als dekking de ziektekosten tot het bedrag aan eigen risico. De exacte formulering van de enquêtevragen was: "Zoudt u voor uzelf zo'n aanvullende verzekering nemen, wanneer u daar een passende premie voor moet betalen?" (av voor het basispakket) en "Indien een 'verplicht' eigen risico alleen voor de kosten van medicijnen geldt, zoudt u dan voor uzelf een aanvullende verzekering alleen voor medicijnen nemen?" (av-medicijnen). De vragen over aanvullende verzekeringen zijn evenals alle andere enquêtevragen op persoonsniveau gesteld en niet op polisniveau.

Bij deze enquêtevragen kunnen enkele kanttekeningen worden geplaatst. Ten eerste ontbreekt in de vraagstelling het bedrag aan eigen risico. Afgevraagd kan worden of het een verplicht eigen risico is van bijvoorbeeld f 200 of f 500. Ten tweede dat een passende premie voor zo'n av niet nader werd omschreven. De geënquêteerden zouden dit hebben kunnen opvatten als een 'niet al te hoge' premie, als een uniforme premie of misschien als een risicogerelateerde premie (leeftijd, geslacht, ...). Ten derde bleek de opmaak van het enquêteformulier ten aanzien van de vraag over de av voor het basispakket ongunstig uit te pakken. De inleiding op de vragen over de aanvullende verzekeringen stond min of meer verdekt opgesteld onderaan een bladzijde. Vervolgens werden bovenaan de volgende bladzijde de twee vragen gesteld naar de individuele keuze aangaande aanvullende verzekeringen. Uit enkel en alleen de vraag naar de keuze voor al dan niet de av voor het basispakket blijkt niet dat de vraag betrekking heeft op een av met als dekking ziektekosten tot het bedrag aan een 'verplicht' eigen risico. Wellicht is de vraag opgevat als de geneigdheid zich aanvullend te verzekeren waarbij de gedachten uitgingen naar de reeds bestaande av. Uit de vraag over de av-medicijnen blijkt wel dat het een verzekering betreft ter afdekking van een 'verplicht' eigen risico.

Zowel de samenhang tussen de keuze av-basispakket en andere enquêtevragen (leeftijd, gebruik medische zorg, enzovoort) als de relatie tussen de keuze av-basispakket en ziektekosten geeft een indicatie dat de enquêtevraag naar de keuze voor al dan niet een av ter afdekking van een 'verplicht' eigen risico voor het basispakket verkeerd is opgevat. Om deze redenen is de vraag over de av met betrekking tot het basispakket verder buiten beschouwing gelaten. Bij de keuze av-medicijnen is het essentieel dat zowel de hoogte van het bedrag aan 'verplicht'

eigen risico als de passende premie ontbrak. Derhalve dient deze vraag te worden opgevat als een indicatie van de *geneigdheid* zich aanvullend te verzekeren.

In subparagraaf 6.2.2 wordt de keuze voor de av-medicijnen (univariaat) gerelateerd aan individuele kenmerken, zoals leeftijd, medische consumptie en geneigdheid tot gebruik van zorg. In subparagraaf 6.2.3 worden probitanalyses besproken (multivariaat) met de av-keuze als de te verklaren variabele.

### 6.2.2 Univariante analyses keuze aanvullende verzekering

In onderstaande tabellen is het percentage respondenten die te kennen gaven de av-medicijnen te willen afsluiten, gerelateerd aan individuele kenmerken (bron: enquête; n=10.553). De item-non-respons op de enquêtevraag naar de keuze av-medicijnen bedroeg 8,4 procent. Van de respondenten wenste 51,5 procent een av-medicijnen.

In geval van een uniforme premie voor de aanvullende verzekering is de verwachting dat ouderen in het algemeen meer geneigd zijn zich aanvullend te verzekeren tegen medicijnkosten tot het bedrag aan een 'verplicht' eigen risico dan jongeren. In tabel 6.1 is voor enkele leeftijd-geslacht-categorieën het percentage personen vermeld die geneigd zijn een av-medicijnen te nemen (zie ook figuur 6.1). Verder zijn de relatieve omvang van de subgroepen vermeld (gebaseerd op de item-respons). In de laatste kolom van tabel 6.1 is de item-non-respons gegeven.

De geneigdheid zich aanvullend te verzekeren tegen medicijnkosten stijgt in het algemeen met de leeftijd. Gemiddeld zijn 75-plussers echter minder geneigd zich aanvullend te verzekeren dan mensen in de leeftijdscategorie '65-74': een verschil van ongeveer 6 procentpunten is hier te constateren. Bij mannen is de geneigdheid om een aanvullende verzekering tegen medicijnkosten te nemen het laagst in de leeftijds-

Tabel 6.1 Percentage personen die av-medicijnen wensen per leeftijd en geslacht

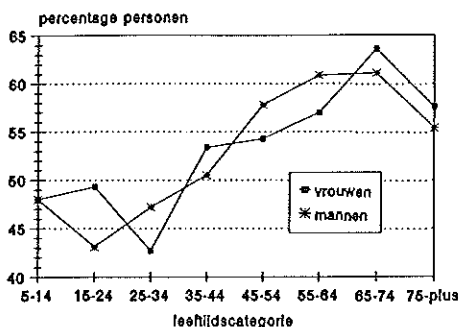
vrouwen			
leeftijd	relatieve omvang	av-medicijnen ja (%)	non-resp. (%)
5-14	4,8	48,0	7,8
15-24	4,9	49,3	8,3
25-34	14,0	42,7	3,2
35-44	9,7	53,4	5,0
45-54	8,4	54,3	7,2
55-64	5,5	57,0	13,0
65-74	4,4	63,6	21,2
75-plus	4,0	57,6	22,2
totaal	55,6	51,5	9,1
mannen			
leeftijd	relatieve omvang	av-medicijnen ja (%)	non-resp. (%)
5-14	5,0	48,0	7,3
15-24	4,6	43,1	5,9
25-34	12,2	47,2	4,2
35-44	7,5	50,5	3,6
45-54	5,6	57,8	5,4
55-64	4,5	60,9	10,0
65-74	3,2	61,1	20,0
75-plus	1,8	55,4	22,0
totaal	44,4	51,5	7,5

categorie '15-24' (43,1 procent); bij vrouwen is dit percentage het laagst in de leeftijdscategorie '25-34' (42,7 procent).

Bij de enquêtevraag over het wel of niet willen afsluiten van een aanvullende verzekering indien een 'verplicht' eigen risico specifiek voor medicijnen wordt ingevoerd, is de non-respons afhankelijk van de leeftijd. Tot 55 jaar is de respons op deze vraag hoger dan bij de 55-plussers. Bij de 65-plussers is de non-respons boven de 20 procent tegenover een gemiddelde non-respons van 8,4 procent. Er is overwogen een correctie aan te brengen in verband met de selectieve non-respons naar leeftijd/geslacht. Door zo'n correctie gaat het percentage personen die de av-medicijnen wensen omhoog. Bij vrouwen stijgt dit percentage met 0,3 procentpunten en bij mannen met 0,2 procentpunten. Gezien deze geringe consequenties is bij de verdere analyses afgezien van correctie voor selectieve non-respons op deze enquêtevraag.

In tabel 6.2 staat het percentage personen vermeld die de av-medicijnen willen afsluiten, uitgesplitst naar hoogst voltooide opleiding, belangrijkste bron van inkomsten, urbanisatiegraad, burgerlijke staat en het al dan niet hebben van de reeds bestaande aanvullende verzekering (univariate analyse).

Wat betreft de hoogst voltooide opleiding is in de enquête voor kinderen gevraagd naar de hoogst voltooide opleiding van degene die de enquête invulde voor het kind. De av-medicijnen staat het meest in de



Figuur 6.1 Percentage personen die av-medicijnen wensen per leeftijd en geslacht

Tabel 6.2 Percentage av-medicijnen naar demografische kenmerken

	rel. omvang	av-med. ja (%)
<i>hoogst voltooide opleiding</i>		
opleid-1 (lagere school)	23,9	53,3
opleid-2 (lbo)	33,2	52,5
opleid-3 (mavo)	15,9	53,5
opleid-4 (mbo)	14,6	49,8
opleid-5 (havo/vwo)	8,2	45,3
opleid-6 (hbo/acad.)	4,0	43,3
<i>bel. bron van inkomsten</i>		
betaald werk	59,3	49,2
AOW-uitkering	13,8	60,7
WAO-uitkering	7,0	62,9
WW-uitkering	1,8	45,1
bijstandsuitkering	1,8	60,3
<i>urbanisatiegraad</i>		
urban-1 (klein dorp)	10,6	44,5
urban-2	17,7	48,9
urban-3	36,4	52,6
urban-4	24,0	54,1
urban-5 (grote stad)	11,3	52,7
<i>burgerlijke staat</i>		
gehuwd/samenwonend	72,3	51,3
alleenstaand	17,9	48,7
gescheiden	3,4	57,0
weduw/e/naar	6,4	59,7
<i>bestaande av</i>		
geen av	6,6	44,0
wel av	93,4	52,0

belangstelling bij lager opgeleiden (categorieën 1, 2 en 3). Bij individuen met een hogere beroepsopleiding of een academische opleiding (categorie 6) is het percentage personen die de av-medicijnen willen afsluiten 8,2 procentpunten lager dan gemiddeld. Het percentage non-respons bij diegenen met uitsluitend lagere school is met 15,2 procent het hoogst. De samenhang tussen leeftijd en opleiding speelt hier een belangrijke rol.

De keuze voor wel of niet aanvullend verzekeren is gerelateerd aan de belangrijkste bron van inkomsten. Voor verzekerden met betaald werk is het percentage personen die de av-medicijnen willen hebben 2,3 procentpunten lager dan gemiddeld. Verzekerden met een AOW-uitkering zijn ten opzichte van het gemiddelde sterker geneigd de av-medicijnen te nemen: het verschil bedraagt 9,2 procentpunten. Vanzelfsprekend speelt leeftijd bij deze categorie een belangrijke rol. Individen met een WAO-uitkering zijn gemiddeld sterk geneigd zich aanvullend te verzekeren. Bij de av-medicijnen is het percentage ruim 11 procentpunten hoger dan gemiddeld. Deze hoge geneigdheid tot verzekeren bij WAO'ers is conform de verwachting aangezien zij in het algemeen hoge ziektekosten (medicijnkosten) hebben. De item-non-respons was bij mensen met een werkloosheidsuitkering het laagst (3,9 procent), bij mensen met betaald werk 5,5 procent en bij AOW'ers het hoogst met 21,4 procent (leeftijdseffect).

De geneigdheid zich aanvullend te verzekeren voor medicijnen is bij stedelingen hoger dan bij mensen op het platteland. De leeftijd speelt een belangrijke rol bij de burgerlijke staat. Verder werkt het wel of niet hebben van de reeds bestaande aanvullende verzekering sterk discriminerend in een richting zoals verwacht.

In de enquête is gevraagd naar de verwachte medische consumptie gedurende de komende 12 maanden wat betreft bezoek aan een specialist en ziekenhuisopname. Naar verwachting hangen deze twee vragen sterk samen met de geneigdheid zich

**Tabel 6.3** Percentage personen die av-medicijnen willen naar verwachte medische consumptie en geneigdheid tot medische consumptie'

	relatieve omvang	av-med. ja (%)
<i>verwachte medische consumptie</i>		
geen contact specialist	69,6	48,0
wel contact specialist	30,4	59,4
geen ziekenhuisopname	95,1	50,9
wel ziekenhuisopname	4,9	58,4
<i>geneigdheid tot med. consumptie</i>		
neig-1 (weinig geneigd)	12,7	47,3
neig-2	43,7	51,6
neig-3	36,1	53,2
neig-4 (sterk geneigd)	7,5	56,3

aanvullend te verzekeren tegen medicijnkosten tot het bedrag aan 'verplicht' eigen risico. Immers, individuen die verwachten contact met een specialist te hebben of die verwachten opgenomen te worden in een ziekenhuis zullen waarschijnlijk ook hogere dan gemiddelde medicijnkosten hebben. Derhalve zullen zij naar verwachting van de av profiteren (uniforme premie). Toch wil ruim 40 procent van degenen die verwachten contact met een specialist te hebben of opgenomen te worden in een ziekenhuis zich niet aanvullend verzekeren tegen medicijnkosten (tabel 6.3).

Individuen die sterk geneigd zijn tot medische consumptie zullen naar verwachting ook sterk geneigd zijn zich aanvullend te verzekeren, ceteris paribus. In de enquête is voor vijf gezondheidssituaties gevraagd naar de geneigdheid tot het consulteren van de huisarts en het gebruiken van medicijnen (zie hoofdstuk 2). Deze vragen zijn alleen aan volwassenen gesteld. Het univariate verband is precies naar verwachting: de geneigdheid tot verzekeren neemt toe naarmate de geneigdheid tot medische consumptie hoger is (tabel 6.3).

De antwoorden op de enquêtevraag: "Hoe is over het algemeen uw gezondheid?" vertonen een sterke samenhang met de geneigdheid tot verzekeren. Hoe positiever iemand oordeelt over de eigen gezondheid, des te geringer de geneigdheid tot verzekeren (tabel 6.4). De antwoorden op de enquêtevraag: "Hoe was over het algemeen uw gezondheid vijf jaar geleden?" blijken eveneens sterk te correleren met de 'huidige' geneigdheid tot verzekeren. Geheel naar verwachting is bij de vijf jaar geleden ervaren gezondheid de segmentatie wat betreft de verzekeringsgeneigdheid minder sterk dan die bij de thans ervaren gezondheid.

Personen die vaak contact met de huisarts hebben zullen naar verwachting sterker geneigd zijn zich aanvullend te verzekeren dan zij die weinig contact met de huisarts hebben. In tabel 6.5 is het aantal contacten met de huisarts in de afgelopen twee maanden gerelateerd aan het percentage personen die zich aanvullend willen verzekeren. Het percentage personen die een av-medicijnen wensen varieert van 47,0 (geen contact met de huisarts de afgelopen 2

Tabel 6.4 Percentage personen die zich aanvullend willen verzekeren naar ervaren gezondheid

	rel. omvang	av-med. ja (%)
<i>ervaren gezondheid (nu)</i>		
gzd.nu-1 (zeer goed)	20,2	42,1
gzd.nu-2 (goed)	60,2	49,9
gzd.nu-3 (gaat wel)	12,1	63,5
gzd.nu-4 (soms goed/slecht)	6,6	68,2
gzd.nu-5 (slecht)	0,9	75,8
<i>erv. gez. (5 jaar geleden)</i>		
gzd.5j-1 (zeer goed)	21,4	44,5
gzd.5j-2 (goed)	61,0	49,8
gzd.5j-3 (gaat wel)	9,5	63,0
gzd.5j-4 (soms goed/slecht)	6,6	67,6
gzd.5j-5 (slecht)	1,6	68,7

Tabel 6.5 Percentage personen die av-medicijnen wensen naar gebruik medische zorg

	rel. omvang	av-med. ja (%)
<i>contact huisarts (2 maanden)</i>		
nhuis-1 (geen contact)	48,5	47,0
nhuis-2 (1 contact)	30,9	52,4
nhuis-3 (2 of 3 contacten)	16,6	58,5
nhuis-4 (4 of 5 contacten)	2,7	65,4
nhuis-5 (6 of meer contacten)	1,4	75,0
<i>contact specialist (1 jaar)</i>		
nspec-1 (geen contact)	62,1	47,9
nspec-2 (1 contact)	15,7	50,9
nspec-3 (2 of 3 contacten)	12,6	59,6
nspec-4 (4 of meer contacten)	9,6	66,5
<i>ziekenhuisopname (1 jaar)</i>		
nzknh-1 (geen opname)	90,2	50,8
nzknh-2 (1 opname)	7,9	55,3
nzknh-3 (2 opnamen)	1,6	66,7
nzknh-4 (3 of meer opnamen)	0,3	72,2

**Tabel 6.6** Percentage personen die av-medicijnen wensen naar het hebben van specifieke aandoeningen

	relatieve omvang	av-med. ja (%)
gemiddeld	100	51,5
<i>aandoening (afg. 5 jaar)</i>		
bronch./astma/cara	8,7	66,2
ontsteking holten	16,2	52,0
hartkwaal/infarct	2,4	71,1
hoge bloeddruk	11,4	62,8
beroerte	0,9	60,5
maagzweer	2,2	59,4
darmstoornis	2,9	65,9
galstenen	1,6	56,0
leverziekte	0,4	73,0
nierstenen	1,4	58,2
nierziekte	0,4	67,0
chron. blaasontsteking	2,8	56,8
suikerziekte	2,1	70,0
verzakking	2,0	48,1
schildklierafwijking	2,0	62,9
rugaandoening	13,9	57,8
artrose	10,6	58,6
reuma hand/voet	2,9	69,3
reuma overig	1,5	68,8
zenuwstelselziekte	1,1	67,9
migraine	13,4	57,9
huidziekte/eczeem	9,6	54,5
kwaadaardige aand.	1,6	60,7
overspannen/depressie	13,2	55,4

**Tabel 6.7** Percentage personen die av-medicijnen willen afsluiten naar gebruik medicijnen (twee weken)

	relatieve omvang	av-medicijnen ja (%)
<i>medicijnen-op-recept</i>		
niet gebruikt	62,2	45,0
wel gebruikt	37,8	62,1
<i>med.-niet-op-recept</i>		
niet gebruikt	77,8	50,7
wel gebruikt	22,2	54,2

maanden) tot en met 75,0 (6 of meer contacten). Ten aanzien van het aantal contacten met de specialist en het aantal ziekenhuisopnamen is hetzelfde patroon te zien.

Naast de samenhang tussen gebruik van medische zorg en geneigdheid tot verzekeren kan een soortgelijke samenhang worden verwacht tussen het wel of niet hebben (gehad) van een bepaalde aandoening (in de afgelopen 5 jaar) en de geneigdheid tot verzekeren. Individuen die een bepaalde aandoening hebben (gehad in de afgelopen 5 jaar) zullen zich naar verwachting eerder aanvullend verzekeren in geval van een uniforme premie, omdat voor hen de verwachte ziektekosten (medicijnkosten) hoger zijn dan voor mensen zonder aandoeningen. In tabel 6.6 is per aandoening het percentage vermeld van diegenen die een aanvullende verzekering willen afsluiten. Deze percentages zijn in het algemeen volgens verwachting. Ten opzichte van het gemiddelde van 51,5 procent ligt dit percentage bij degenen met een aandoening veelal vele procentpunten hoger, zoals bijvoorbeeld blijkt in geval van een hartkwaal/infarct waarbij dit percentage 19,6 procentpunten hoger en bij suikerziekte 18,5 procentpunten ligt.

Het al dan niet gebruiken van medicijnen in de twee weken voorafgaande aan de enquête is in tabel 6.7 afgezet tegen het percentage personen die zich aanvullend willen verzekeren. Zoals te verwachten was willen personen die de afgelopen twee weken medicijnen-op-recept hebben gebruikt in het algemeen

vaker een av-medicijnen dan zij die de afgelopen twee weken geen medicijnen-op-recept hebben gebruikt. Ten aanzien van het gebruik van medicijnen-niet-op-recept geldt hetzelfde, zij het dat het verschil hier minder groot is.

De onderzochte verbanden in deze subparagraaf waren univariaat. Blijkens de kruistabellen van deze subparagraaf maken mensen die de av-medicijnen willen afsluiten in het algemeen meer gebruik van medische voorzieningen en hebben een slechtere gezondheid dan diegenen die geen av-medicijnen wensen. In de volgende subparagraaf worden multivariate analyses beschreven.

### 6.2.3 Multivariate analyses keuze aanvullende verzekering

Uit de vorige subparagraaf blijkt dat het percentage personen die zich aanvullend willen verzekeren bij hoge-risico individuen (zorgbehoeftigen) hoger is dan bij lage-risico individuen (gezonde mensen). In deze subparagraaf wordt de av-keuze multivariaat onderzocht met probitanalyses.

Voor het meest uitgebreide model — dat wil zeggen: met alle variabelen die in subparagraaf 6.2.2 univariaat zijn besproken — zijn in tabel 6.8 de parameterschattingen ten aanzien van de keuze av-medicijnen vermeld. Met behulp van deze parameterschattingen kan op persoonsniveau de verwachte kans op het afsluiten van de aanvullende verzekering worden bepaald.

De keuze av-medicijnen is afzonderlijk geanalyseerd voor kinderen en volwassenen. Een reden hiervoor is na te gaan of ouders in het algemeen voor hun kinderen de av-keuze anders maken dan wanneer de keuze op henzelf betrekking heeft. Bovendien is de vraag naar de geneigdheid tot gebruik van zorg alleen aan volwassenen gesteld.

#### **Kinderen**

Slechts weinig variabelen zijn statistisch significant ten aanzien van het verklaren van de keuze av-medicijnen voor kinderen. De belangrijkste individuele kenmerken zijn: het al dan niet hebben van de reeds bestaande aanvullende verzekering, het aantal contacten met de huisarts en specialist en het wel of niet hebben van bronchitis/astma/cara. Het al dan niet hebben van een huidziekte/eczeem is eveneens statistisch significant, maar deze variabele heeft niet het verwachte teken. Opvallend is dat variabelen zoals verwacht contact met een specialist en verwachte ziekenhuisopname niet significant zijn (en dat de betreffende coëfficiënten het 'verkeerde' teken hebben).

#### **Volwassenen**

Enkele leeftijd-geslacht-dummy's die betrekking hebben op leeftijden van 35 tot 75 jaar zijn statistisch significant. Met een positief teken houdt dit in dat het percentage personen die zich aanvullend willen verzekeren in deze leeftijdscategorieën — na correctie voor de andere individuele kenmerken — hoger is dan het percentage



Tabel 6.8 Parameterschattingen ten aanzien van de keuze av-medicijnen

variabelen	kinderen	volwassenen	variabelen	kinderen	volwassenen
<i>constante</i>	-0,99**	-0,90**	<i>ervaren gezondh. nu</i>		
<i>leeftijd/geslacht</i>			gez.nu-2 (goed)	0,38	0,16*
15-24 man	.	.	gez.nu-3	0,50	0,28**
25-34 man	.	0,11	gez.nu-4	0,07	0,31**
35-44 man	.	0,15	gez.nu-5 (slecht)	6,47	0,31
45-54 man	.	0,31**	<i>erv. gez. 5 Jr. geleden</i>		
55-64 man	.	0,32**	gez.5j-2 (goed)	-0,21	-0,12
65-74 man	.	0,20	gez.5j-3	-0,28	0,00
75-plus man	.	-0,05	gez.5j-4	0,02	0,04
5-14 vrouw	0,03	.	gez.5j-5 (slecht)	-0,55	0,06
15-24 vrouw	.	0,11	<i>contact hulsarts</i>		
25-34 vrouw	.	-0,06	nhuis-2 (weinig)	0,06	0,00
35-44 vrouw	.	0,19*	nhuis-3	0,25	0,04
45-54 vrouw	.	0,15	nhuis-4	1,25*	0,08
55-64 vrouw	.	0,20*	nhuis-5 (vaak)	6,52	0,36**
65-74 vrouw	.	0,26*	<i>contact specialist</i>		
75-plus vrouw	.	0,02	nspec-2 (weinig)	0,01	-0,00
<i>urbanisatiegraad</i>			nspec-3	0,22	0,12*
urban-2 (laag)	-0,03	0,14*	nspec-4 (vaak)	0,58*	0,24**
urban-3	0,01	0,21**	<i>ziekenhuisopname</i>		
urban-4	0,09	0,24**	nzknh-2 (weinig)	0,01	-0,09
urban-5 (hoog)	0,20	0,21**	nzknh-3	0,79	-0,02
<i>opleiding</i>			nzknh-4 (vaak)	.	0,14
opleid-2 (laag)	0,20	0,13**	<i>gebr. medicijnen</i>		
opleid-3	0,24	0,20**	med.-op-recept	0,15	0,25**
opleid-4	0,13	0,16**	med.-niet-op-r.	0,02	0,07
opleid-5	-0,20	0,04	<i>aandoeningen</i>		
opleid-6 (hoog)	0,29	-0,11	bron./astma/cara	0,68**	0,23**
<i>inkomstenbron</i>			ontsteking holten	0,03	-0,06
betaald werk	-0,02	0,04	hartkwaal/infarct	.	0,09
AOW-uitkering	0,39	0,12	hoge bloeddruk	.	0,10*
WAO-uitkering	-0,03	0,02	beroerte	.	-0,19
WW-uitkering	-0,86	-0,18	maagzweer	.	-0,10
bijstand	0,22	0,14	darmstoornis	0,39	0,08
<i>burgerlijke staat</i>			galstenen	.	-0,15
ongetrouwd	-0,80	0,04	leverziekte	.	0,23
gescheiden	0,39	-0,01	nierstenen	.	-0,07
weduw/e/naar	-0,58	0,07	nierziekte	.	-0,17
<i>bestaande av</i>	0,49**	0,15**	chron. blaasont.	-0,17	-0,04
<i>verwacht gebruik</i>			suikerziekte	.	0,15
specialist	-0,09	0,01	verzakking	.	-0,33**
ziekenhuis	-0,07	-0,01	schildklierafw.	.	0,01
<i>geneigd. tot gebruik</i>			rugaandoening	.	-0,02
neig-2 (laag)	.	0,10*	artrose	.	-0,09
neig-3	.	0,13**	reuma hand/voet	.	0,18
neig-4 (hoog)	.	0,13	reuma overig	.	0,01
<i>overige variabelen</i>			zenuwst.ziekte	1,69	0,15
vierde kolom			migraine	-0,25	0,10*
			huidzkt./eczem	-0,36*	0,03
			kwaadaard. aand.	.	-0,13
			overspannen/depressie	.	-0,10*

\* p < 0,05  
\*\* p < 0,01

voor de basis leeftijd-geslacht-groep (15-24 jaar, man). Ook uit de multivariate analyse blijkt dat mensen die op het platteland wonen minder geneigd zijn zich aanvullend te verzekeren dan stedelingen. Ten opzichte van mensen die alleen de lagere school hebben doorlopen, hebben mensen met lbo, mavo of mbo als hoogst voltooide opleiding (opleid-2, 3 en 4) in het algemeen een sterkere geneigdheid zich aanvullend te verzekeren tegen medicijnkosten. Volwassenen met een sterke geneigdheid tot medische consumptie zijn gemiddeld meer geneigd de av-medicijnen te nemen dan volwassenen die weinig geneigd zijn tot medische consumptie. Voor mensen met bronchitis/astma/cara, hoge bloeddruk en migraine geldt — na correctie voor de overige kenmerken — dat zij een meer dan gemiddelde belangstelling hebben voor de av-medicijnen. Voor vrouwen met een verzakking en voor mensen die overspannen/depressief zijn geldt het tegenovergestelde. Personen die hun huidige gezondheid als slechter dan 'zeer goed' ervaren zijn sterker geneigd zich aanvullend te verzekeren dan zij die hun gezondheid als 'zeer goed' ervaren. Verder is het al dan niet gebruiken van medicijnen-op-recept statistisch significant.

Opvallend is dat de vijf jaar geleden ervaren gezondheid, verwacht contact met een specialist en verwachte ziekenhuisopname niet statistisch significant zijn, dit na correctie voor de overige kenmerken. Daarentegen hangt de huidige ervaren gezondheid, het aantal keer consulteren van de huisarts en specialist, en het gebruiken van medicijnen-op-recept wel samen met deze keuze. Dit suggereert dat de av-keuze vooral gebaseerd is op de huidige gezondheidstoestand en huidige medische consumptie en niet op de toekomstige (en historische) gezondheidstoestand en medische consumptie.

De  $R^2$  van McFadden is een maatstaf die aangeeft in welke mate een dichotome variabele kan worden verklaard (Van Vliet, 1988, blz. 95-99). De  $R^2$  van McFadden is bij het model ter verklaring van de av-keuze voor kinderen 0,082 en voor volwassenen 0,048. Zulke lage waarden duiden erop dat de individuele keuze voor wel of geen aanvullende verzekering slechts voor een klein gedeelte wordt verklaard door de gehanteerde variabelen.

#### 6.2.4 Samenvatting en conclusie

Met behulp van een enquête waarin gevraagd is naar de keuze voor wel of geen av-medicijnen met als dekking de medicijnkosten tot een 'verplicht' eigen risico specifiek voor medicijnen, is onderzocht of er sprake is van antiselectie. De context bij deze enquêtevraag was dat in een volledige ziektekostenverzekering (ziekenfondsverzekering) op een gegeven moment een verplicht eigen risico zou worden geïntroduceerd. In de enquête is gevraagd of men zo'n eigen risico op persoonsniveau zou willen afkopen met een aanvullende verzekering (hypothetisch).

Uit de univariate analyses blijkt dat degenen die de av-medicijnen willen afsluiten in het algemeen meer gebruik van medische voorzieningen maken en een slechtere gezondheid hebben dan degenen die geen av-medicijnen wensen. Hoge

percentages personen die een av-medicijnen wensen zijn te vinden onder de volgende subgroepen: de ouderen, WAO'ers, mensen die verwachten contact te hebben met een specialist, mensen die verwachten opgenomen te worden in een ziekenhuis, personen met een meer dan gemiddelde geneigdheid tot medische consumptie, individuen met een als slechter dan 'goed' ervaren gezondheid, mensen met aandoeningen, mensen met een hoger dan gemiddeld aantal contacten met een huisarts en specialist, personen die vaker dan gemiddeld opgenomen zijn geweest in een ziekenhuis, vaker medicijnen-(niet-)op-recept gebruiken en tot slot personen die de reeds bestaande aanvullende verzekering hebben afgesloten.

Uit de multivariate analyses blijkt dat met de gebruikte variabelen slechts ongeveer 8 procent (kinderen) en 5 procent (volwassenen) van de variantie van de av-keuze wordt verklaard. De geschatte parameters hebben in het algemeen het verwachte teken: hoge-risico individuen (zorgbehoefigen) willen vaker de av-medicijnen dan lage-risico individuen (gezonde mensen). De av-keuze lijkt vooral gebaseerd te zijn op de huidige gezondheidstoestand en huidige medische consumptie en niet op de toekomstige (en historische) gezondheidstoestand en medische consumptie (multivariate analyses).

### 6.3 Ziektekosten en consumentenkeuze av-medicijnen

Uit de vorige paragraaf blijkt dat personen die zich aanvullend willen verzekeren in het algemeen meer gebruikmaken van medische voorzieningen dan degenen die niet de av willen afsluiten. Deze uitkomst is gebaseerd op individuele kenmerken afkomstig uit de enquête. Deze informatie is dus bekend bij diegene die de beslissing aangaande de aanvullende verzekering neemt. In deze paragraaf wordt aan de hand van de individuele ziektekosten bepaald of er sprake is van antisectie, dat wil zeggen: zijn de in de ziekenfondsadministratie geregistreerde ziektekosten van individuen die de av-medicijnen willen afsluiten gemiddeld hoger dan van diegenen die niet de av-medicijnen wensen?

De enquête is gehouden in het begin van 1993. De kostengegevens van 1993 uit de administratie van het ziekenfonds zijn daarom gesplitst in twee gedeelten, namelijk de periode januari-april (1993a) en mei-december (1993b). De ziektekosten in 1993a zijn gedeeltelijk gemaakt in dezelfde periode als die waarop de enquêtevragen naar gebruik van medische zorg betrekking hebben. De ziektekosten in 1993b hebben veelal betrekking op de periode na de invulling van de enquête.

Vanwege de selectieve non-respons op de vraag naar de av-medicijnen komen de gemiddelde ziektekosten niet overeen met die van hoofdstuk 3 (kostendeling). In tabel 6.9 staan de gemiddelde ziektekosten uitgesplitst naar het al dan niet responderen op de vraag naar de av-medicijnen. Personen die de av-vraag niet hebben beantwoord hadden in 1993 zowel voor het basispakket als voor medicijnen meer kosten dan personen die de vraag wel beantwoordden. Door de selectieve item-non-respons worden relatief veel hoge-risico individuen buiten beschouwing gelaten.

Tabel 6.9 Kosten voor het basispakket en medicijnkosten naar respons specifiek op de enquêtevraag met betrekking tot de av-medicijnen (in guldens, 1993)

	iedereen	av-medicijnen beantwoord (91,6 procent)	av-medicijnen niet beantwoord (8,4 procent)	av-medicijnen beantwoord (correctie selectieve non-respons leeftijd/geslacht)
kosten basispakket	1800	1761	2224	1888
medicijnkosten	391	376	549	410

Aan de hand van tabel 6.1 was dit effect te verwachten; de item-non-respons was bij ouderen aanmerkelijk hoger dan bij jongeren. Na correctie voor verschillen in leeftijd-geslacht-opbouw blijken personen die de av-vraag wel hebben beantwoord gemiddeld juist hogere ziektekosten te hebben. Deze uitkomst houdt in dat binnen een leeftijd-geslacht-categorie degenen met relatief hoge ziektekosten de av-vraag hebben beantwoord. Bij de analyses zijn de gemiddelde ziektekosten van hen die de av-vraag hebben beantwoord opgehoogd tot f 1800 (kosten voor basispakket) en f 391 (medicijnkosten), zodat deze gelijk zijn aan die van hoofdstuk 3.

In tabel 6.10 zijn de gemiddelde individuele ziektekosten en bijbehorende standaarddeviaties gerelateerd aan de av-keuze.<sup>3</sup> De gemiddelde kosten voor het basispakket voor geheel 1993 van de verzekerden die wel een av-medicijnen wensen zijn 62 procent hoger dan van hen die geen av-medicijnen willen afsluiten (f 2210 versus f 1366). Gedurende de eerste vier maanden van 1993 is dit gelijk aan 97 procent en in de laatste acht maanden van 1993 47 procent. Een mogelijke oorzaak van de vermindering in het relatieve verschil van de ziektekosten over de tijd tussen beide groepen is dat op het moment dat de enquête werd ingevuld de ziektekosten in 1993a veelal reeds waren gemaakt en de ziektekosten in 1993b nog niet. Een andere mogelijke oorzaak voor dit verschijnsel is het regressie-naar-het-gemiddelde-effect. Dit effect houdt in dat mensen met in een bepaalde periode lage ziektekosten de volgende periode gemiddeld hogere ziektekosten zullen hebben terwijl mensen met in een bepaalde periode hoge ziektekosten de volgende periode gemiddeld lagere ziektekosten zullen hebben. De reden is dat veel mensen die in het basisjaar tot de groep met hoge (lage) ziektekosten behoorden, bij toeval in die groep zijn terechtgekomen ('zieken worden beter en gezonden worden ziek').

Van de Ven en Van Vliet (1995) hebben op basis van een enquête uit juni 1976 onder particulier verzekerden onderzoek gedaan naar antiselectie met een enquête-vraag over het al dan niet willen hebben van een eigen risico. Gemiddeld hadden

<sup>3</sup> Vanwege de selectieve non-respons op de enquêtevraag naar de av-keuze en de ophoging van de ziektekosten waardoor deze gemiddeld overeenkomen met die van hoofdstuk 3 (kostendeling), wijken de standaarddeviaties van de kosten van tabel 6.10 af van die van tabel 3.1 (basispakket) en die van tabel 3.8 (geneesmiddelen). De verschillen zijn echter gering.

Tabel 6.10 Kosten basispakket en medicijnkosten naar av-keuze (in guldens)

	gemiddeld, totaal (standaarddeviatie)		av-medicijnen nee 48,5% (std.dev.)		av-medicijnen ja 51,5% (std.dev.)	
<i>kosten basispakket</i>						
geheel 1993	1800	(6642)	1366	(4946)	2210	(7893)
jan. t/m april 1993	595	(3201)	396	(1658)	782	(4152)
mei t/m dec. 1993	1205	(4921)	970	(4288)	1428	(5443)
<i>medicijnkosten</i>						
geheel 1993	391	(1057)	259	(642)	516	(1323)
jan. t/m april 1993	129	(364)	81	(222)	174	(451)
mei t/m dec. 1993	262	(755)	178	(447)	342	(952)

de verzekerden die geen eigen risico wensten 57 procent hogere ziektekosten in 1977 dan verzekerden die dat wel wensten. Ten aanzien van de ziektekosten in 1976 bedroeg dit percentage 81. De gemiddeld 62 procent hogere ziektekosten in het hier gebruikte databestand voor verzekerden die wel de aanvullende verzekering wensen ten opzichte van hen die niet de aanvullende verzekering wensen komt daarmee dus redelijk overeen.

Bij medicijnkosten is een soortgelijk patroon waar te nemen; over geheel 1993 bedraagt het verschil 99 procent, over de eerste vier maanden 113 procent en over de laatste acht maanden 93 procent. De verwachting was dat de relatieve verschillen bij medicijnkosten groter zouden zijn dan bij de kosten voor het basispakket omdat de enquêtevraag specifiek betrekking had op een aanvullende verzekering tegen medicijnkosten. De uitkomsten bevestigen deze verwachting. Een andere mogelijke oorzaak waarom dit percentage bij medicijnkosten hoger is dan bij de kosten voor het basispakket is dat niet-klinische kosten beter voorspelbaar zijn dan klinische kosten (Newhouse e.a., 1989; Van Vliet, 1992).

Op basis van dezelfde enquête die Van de Ven en Van Vliet (1995) gebruikten kwamen Bakker en Van Vliet (1995) uit op een verschil in gemiddelde kosten voor medicijnen van 74 procent tussen beide groepen. Dit percentage is gebaseerd op de medicijnkosten in een periode van een half jaar vóór de enquête. Deze kosten waren ontleend aan de enquête. Het percentage van 74 uit dat onderzoek kan het beste worden vergeleken met het percentage van 113 gedurende de eerste vier maanden van 1993 van dit onderzoek. Mogelijke redenen waarom dit percentage bij dit onderzoek hoger is, zijn: (1) bij dit onderzoek is specifiek naar een aanvullende verzekering tegen medicijnkosten gevraagd en niet naar een algemeen eigen risico en (2) bij dit onderzoek is de vraag op persoonsniveau gesteld en niet op polisniveau zoals bij het andere onderzoek het geval was.

Het verschil in gemiddelde ziektekosten tussen personen die zich wel aanvullend willen verzekeren en personen die dat niet willen, is aanzienlijk. Ten aanzien van de keuze voor wel of geen aanvullende verzekering is onder meer van belang op

welke periode die keuze betrekking heeft (hoe vaak mogen verzekerden veranderen van verzekering en tegen welke transactiekosten) en hoe sterk het regressie-naar-het-gemiddelde-effect is. Afgevraagd kan worden of de verschillen in ziektekosten tussen beide groepen in 1994 en de daaropvolgende jaren even groot is (zal zijn) als in 1993. Uit de studie van Van de Ven en Van Vliet (1995) blijkt dat gedurende een periode van 8 jaar na de enquêtekeuze voor beide groepen een min of meer stabiel kostenpatroon is te zien. Verder is het voor een verzekeraar relevant in welke mate deze antiselectie kan worden verklaard door individuele kenmerken van verzekerden. In de volgende paragraaf wordt onderzocht in hoeverre dit effect van antiselectie voor een verzekeraar vermijdbaar is.

## 6.4 Consumenteninformatiesurplus

Uit paragraaf 6.3 blijkt dat er een aanzienlijk verschil in gemiddelde ziektekosten bestaat tussen individuen die wel of geen av wensen. In deze paragraaf wordt onderzocht in hoeverre het verschil in ziektekosten tussen beide groepen kan worden verklaard uit verschillen in kenmerken tussen personen uit beide groepen. Is antiselectie onvermijdbaar voor een verzekeraar of kan een verzekeraar door premiedifferentiatie (risicogerelateerde premies) antiselectie voorkomen?

Een indicator voor het consumenteninformatiesurplus is het verschil in gemiddelde ziektekosten voor de groep die wel en de groep die niet de av wenst. Het consumenteninformatiesurplus is afhankelijk van de risicofactoren die in de premie zijn verwerkt. Analooq aan Van de Ven en Van Vliet (1995) wordt het consumenteninformatiesurplus (CIS) gedefinieerd als het verschil in gemiddelde toekomstige empirische ziektekosten tussen de av-ja-groep en de av-nee-groep, minus het verschil in gemiddelde toekomstige voorspelde ziektekosten tussen beide groepen, waarbij de voorspelde ziektekosten afhangen van risicofactoren. In formule:

$$CIS(X) = [ \bar{Y}_{av-ja-groep} - \bar{Y}_{av-nee-groep} ] - [ \overline{\hat{Y}_{av-ja-groep}(X)} - \overline{\hat{Y}_{av-nee-groep}(X)} ],$$

waarbij  $\bar{Y}_{av-ja-groep}$  en  $\bar{Y}_{av-nee-groep}$  respectievelijk de gemiddelde toekomstige empirische ziektekosten zijn van de av-ja-groep en av-nee-groep en  $\overline{\hat{Y}_{av-ja-groep}(X)}$  en  $\overline{\hat{Y}_{av-nee-groep}(X)}$  de gemiddelde toekomstige voorspelde ziektekosten zijn voor beide groepen gebaseerd op de risicofactoren  $X$ . Naarmate  $X$  de risicofactoren ten aanzien van ziektekosten beter weerspiegelt, wordt  $CIS(X)$  kleiner, met andere woorden: des te kleiner is de onvermijdbare antiselectie.

Met enkele two-partmodellen zijn de individuele ziektekosten van 1993 verklaard met diverse individuele kenmerken. De kans op kosten is geschat met probitanalyse en de logaritme van de positieve kosten met regressieanalyse; deze schattingen komen overeen met die van hoofdstuk 3 (kostendeling). Met deze parameter-

schattingen zijn vervolgens de verwachte ziektekosten afzonderlijk bepaald voor personen die wel of geen aanvullende verzekering wensen.

Wanneer een verzekeraar geen risicofactoren gebruikt voor de premiestelling, zijn de gemiddelde voorspelde ziektekosten voor beide groepen gelijk. Het consumenteninformatiesurplus bestaat dan uit het verschil in gemiddelde empirische ziektekosten tussen de av-ja-groep en de av-nee-groep. In dit geval is het consumenteninformatiesurplus bij het model zonder risicofactoren gelijk aan:  $[f\ 2210 - f\ 1366] - [f\ 1800 - f\ 1800] = f\ 844$ . De bijbehorende standaardfout bedraagt  $f\ 127$ , zodat het consumenteninformatiesurplus statistisch significant groter is dan 0 ( $p < 0,01$ ). Dit consumenteninformatiesurplus wordt kleiner als een verzekeraar bij de premiestelling rekening houdt met risicofactoren. Bij de analyses wordt voorondersteld dat de keuze van de verzekerden (bron: gezondheidsenquête) ten aanzien van de av onafhankelijk is van de risicofactoren die een verzekeraar hanteert voor de premiestelling.

Een correctie voor de leeftijds- en geslachtsopbouw levert lagere verwachte ziektekosten op voor de av-nee-groep en hogere voor de av-ja-groep (tabel 6.11). Dit komt doordat relatief veel jongeren de av niet wensen en relatief veel ouderen wel. In geval van leeftijd-geslacht-afhankelijke premies bedraagt het consumenteninformatiesurplus  $f\ 619$ . Ten opzichte van een uniforme premie is dit een daling van  $f\ 225$  (de index voor het consumenteninformatiesurplus daalt van 100 naar 73 procent). Bij het onderzoek van Van de Ven en Van Vliet (1995) bedroeg de index voor het consumenteninformatiesurplus na correctie voor leeftijd en geslacht 61 procent.

Met model 3 (tabel 6.11), waarbij naast leeftijd en geslacht gecorrigeerd wordt voor hoogst voltooide opleiding, belangrijkste inkomstenbron, urbanisatiegraad, burgerlijke staat en het wel of niet hebben van de 'huidige' aanvullende verzekering, daalt het consumenteninformatiesurplus tot  $f\ 558$  (66 procent). Ten opzichte van het model met alleen leeftijd en geslacht is dit een daling van het consumenteninformatiesurplus van  $f\ 61$  (7 procentpunten).

Model 4, met het verwachte gebruik van medische voorzieningen (verwacht contact met een specialist in het komende jaar en verwachte opname in een ziekenhuis in het komende jaar), geeft een aanzienlijke reductie te zien van het consumenteninformatiesurplus, namelijk van  $f\ 844$  naar  $f\ 371$  (index van 100 naar 44 procent).

De toevoeging van de variabele aangaande de geneigdheid tot medische consumptie doet het consumenteninformatiesurplus nauwelijks dalen. De vragen over de ervaren gezondheid (modellen 6 en 7), het aantal contacten met de huisarts en specialist en het aantal ziekenhuisopnamen (modellen 8, 9 en 10), het al dan niet gebruiken van medicijnen-(niet-)op-recept (model 11) en het al dan niet hebben van bepaalde aandoeningen (model 12) hebben een aanmerkelijk groter effect.

In model 13 zijn alle variabelen van de modellen 2 tot en met 12 opgenomen. Met dit model wordt een negatief consumenteninformatiesurplus verkregen (niet statistisch significant). Wanneer een verzekeraar bij de premiestelling rekening zou

houden met al deze kenmerken, zou antiselectie uitgesloten zijn bij een keuze zoals die is gemaakt in de enquête, ofwel antiselectie zou in principe vermijdbaar zijn. Echter, het is de vraag in hoeverre een verzekeraar van al deze risicofactoren op de hoogte kan zijn. Bijvoorbeeld kan worden getwijfeld aan de variabelen over verwacht gebruik, ervaren gezondheid en geneigdheid tot medische consumptie.

De mate waarin verzekeraars de premies differentiëren hangt af van onder andere: (1) de mate waarin de risicofactoren waarneembaar en operationaliseerbaar zijn, (2) de kosten van differentiatie voor de verzekeraar, (3) de transactiekosten bij verandering van polis voor verzekerden, (4) eventuele regulering van de overheid of een overkoepelende organisatie van verzekeraars en (5) de mate waarin de concurrenten aan premiedifferentiatie doen (Van de Ven e.a., 1995, blz. 6; De Wit, 1986b). Voor een verzekeraar kan premiedifferentiatie een afweging zijn tussen het verminderen van antiselectie (een voordeel) en de kosten die daaraan zijn verbonden. Verder kan een verregaande premiedifferentiatie maatschappelijk als onbillijk worden ervaren (zie bijvoorbeeld De Wit en Van Eeghen, 1984). Andere risicofactoren dan leeftijd, geslacht en regio zullen daarom in de praktijk vooral worden gebruikt bij het acceptatiebeleid van verzekeraars (bij inschrijving en bij verandering van eigen risico).

Tabel 6.11 Consumenteninformatiesurplus, kosten voor het basispakket

model	gemiddelde voorspelde kosten 1993 (1800 gulden)		consumenten- informatiesurplus	
	av-nee-groep (gem. f 1366)	av-ja-groep (gem. f 2210)	guldens (std.fout)	index
1 geen risicofactoren	1800	1800	844 (127)	100**
2 leeftijd/geslacht	1685	1909	619 (125)	73**
3 lft./gesl. + demografische kenm.	1654	1939	558 (124)	66**
4 l/g + verwacht gebruik	1558	2030	371 (121)	44**
5 l/g + geneigdheid tot med. cons.	1683	1910	616 (125)	73**
6 l/g + ervaren gezondheid nu	1535	2050	328 (122)	39**
7 l/g + erv. gezondh. 5 jaar geleden	1585	2003	425 (123)	50**
8 l/g + # contacten huisarts	1567	2020	389 (123)	46**
9 l/g + # contacten specialist	1546	2040	350 (123)	41**
10 l/g + # ziekenhuisopnamen	1610	1980	473 (121)	56**
11 l/g + medicijnen-(niet-)op-recept	1557	2030	370 (124)	44**
12 l/g + aandoeningen	1495	2088	250 (125)	30*
13 model 2 t/m 12	1318	2255	-93 (117)	-11
14 l/g + ln(kst. + 1, basisp.) '88-'92	1460	2120	184 (114)	22
15 l/g + ln(medicijnkosten + 1) 1992	1511	2073	281 (122)	33*
16 model 13 + model 14	1297	2275	-135 (113)	-16
17 model 16 + model 15	1289	2282	-150 (113)	-18

\* p < 0,05

\*\* p < 0,01



De modellen 14 tot en met 17 tonen aan dat wanneer bij de premiestelling rekening wordt gehouden met de ziektekosten in het verleden (gegevens uit de administratie van de verzekeraar), het consumenteninformatiesurplus aanzienlijk kleiner is dan bij een uniforme premie. Indien alleen leeftijd, geslacht en de ziektekosten voor het basispakket in de vijf afzonderlijke jaren voorafgaand aan het jaar waarop de premie van toepassing is voor de premiestelling worden gebruikt (model 14), dan is het consumenteninformatiesurplus niet statistisch significant groter dan 0. Premies die gebaseerd zijn op de variabelen van model 14 in combinatie met de variabelen uit de enquête leveren een negatief consumenteninformatiesurplus op (niet statistisch significant).

In tabel 6.12 staan de uitkomsten van soortgelijke analyses met betrekking tot de medicijnkosten. Na correctie voor allerlei individuele kenmerken is het consumenteninformatiesurplus ten aanzien van de medicijnkosten relatief groter dan bij de ziektekosten voor het basispakket. Zelfs bij het meest uitgebreide model bedraagt het consumenteninformatiesurplus f 47 (statistisch significant,  $p < 0,01$ ). Verzekerden beschikken blijkbaar over meer informatie die relevant is voor hun toekomstige medicijnkosten dan die wordt ontleend aan de variabelen die zijn opgenomen in model 17. Een mogelijke reden waarom het consumenteninformatiesurplus met

Tabel 6.12 Consumenteninformatiesurplus, medicijnkosten

model	gem. voorspelde medicijnkosten 1993 (391 gulden)		consumenteninformatiesurplus	
	av-nee-groep (gem. f 259)	av-ja-groep (gem. f 516)	guldens (standaardfout)	index
1 geen risicofactoren	391	391	257 (20,1)	100**
2 leeftijd/geslacht	363	417	203 (19,3)	79**
3 l/g + demografische kenmerken	358	422	192 (19,2)	74**
4 l/g + verwacht gebruik	347	435	170 (18,9)	66**
5 l/g + geneigdheid tot medische cons.	363	418	202 (19,3)	79**
6 l/g + ervaren gezondheid nu	335	444	148 (18,5)	57**
7 l/g + erv. gezondheid 5 jaar geleden	344	436	165 (18,9)	64**
8 l/g + # contacten huisarts	342	437	162 (18,9)	63**
9 l/g + # contacten specialist	341	438	160 (18,7)	62**
10 l/g + # ziekenhuisopnamen	358	422	192 (19,1)	75**
11 l/g + medicijnen-(niet-)op-recept	331	447	140 (18,7)	55**
12 l/g + aandoeningen	316	462	111 (19,6)	43**
13 model 2 t/m 12	292	484	66 (18,0)	26**
14 l/g ln(kosten + 1, basisp.) '88-'92	322	457	123 (17,4)	48**
15 l/g ln(medicijnkosten + 1) 1992	315	463	109 (16,2)	43**
16 model 13 + model 14	287	490	54 (17,0)	21**
17 model 16 + model 15	283	493	47 (16,1)	18**

\*  $p < 0,05$ \*\*  $p < 0,01$

betrekking tot de ziektekosten voor het basispakket niet en ten aanzien van de medicijnkosten wel statistisch significant afwijkt van 0 is dat de gebruikte enquêtevraag betrekking heeft op een aanvullende verzekering specifiek tegen de medicijnkosten tot het bedrag aan een 'verplicht' eigen risico specifiek voor medicijnen.

Het consumenteninformatiesurplus is tevens bepaald met betrekking tot de ziektekosten over de eerste vier maanden van 1993 en over de laatste acht maanden van 1993. Naar verwachting is over de eerste vier maanden het consumenteninformatiesurplus relatief groter dan over de laatste acht maanden omdat de ziektekosten over de eerste vier maanden gedeeltelijk al waren gemaakt ten tijde dat de enquête werd ingevuld. Voor het basispakket is het consumenteninformatiesurplus over de eerste vier maanden maximaal f 386 (geen risicofactoren) en over de laatste acht maanden f 458 (tabel 6.13). Gezamenlijk komt dit overeen met het consumenteninformatiesurplus over geheel 1993 (tabel 6.11). Aangezien de ziektekosten in de laatste periode ongeveer twee keer zo hoog zijn als in de eerste periode, neemt relatief gezien het consumenteninformatiesurplus in de loop van dit tijdsbestek af. Voor elk model geldt dat het consumenteninformatiesurplus in de periode januari-

Tabel 6.13 Consumenteninformatiesurplus, kosten basispakket en medicijnkosten over de periode januari-april 1993 (1993a) en mei-december 1993 (1993b)

model	consumenteninformatiesurplus			
	gem. kosten basispakket 1993, 1800 gulden		gem. medicijnkosten 1993, 391 gulden	
	cis 1993a	cis 1993b	cis 1993a	cis 1993b
1 geen risicofactoren	100** (386)	100** (458)	100** (93)	100** (164)
2 leeftijd/geslacht	81**	66**	81**	77**
3 l/g + demografische kenmerken	74**	58**	76**	73**
4 l/g + verwacht gebruik	59**	36*	70**	65**
5 l/g + geneigdheid tot med. cons.	80**	66**	81**	77**
6 l/g + ervaren gezondheid nu	55**	27	62**	56**
7 l/g + erv. gez. 5 jaar geleden	65**	39*	67**	63**
8 l/g + # contacten huisarts	58**	40*	65**	64**
9 l/g + # contacten specialist	54**	32	65**	61**
10 l/g + # ziekenhuisopnamen	66**	51**	76**	73**
11 l/g + aandoeningen	57**	33	57**	54**
12 l/g + medicijnen-(niet-)op-recept	48**	16	53**	44**
13 model 2 t/m 12	18	-25	31**	26**
14 l/g + log(kst. + 1, basisp.) '88-'92	44**	8	53**	46**
15 l/g + log(medic.kosten + 1) 1992	53**	20	46**	41**
16 model 13 + model 14	14	-33	27**	21**
17 model 16 + model 15	14	-35	25**	17**

\* p < 0,05

\*\* p < 0,01

april 1993 relatief hoger is dan in de periode mei-december 1993. Met betrekking tot de medicijnkosten is het consumenteninformatiesurplus ook voor de periode mei-december 1993 voor elk model statistisch significant groter dan 0.

Samenvattend: wat betreft de kosten voor het basispakket hoeft bij de keuze av-medicijnen een consumenteninformatiesurplus in principe niet aanwezig te zijn. Een verzekeraar die bij de premiestelling rekening houdt met leeftijd, geslacht en de ziektekosten in het verleden kan antiselectie voorkomen (ervan uitgaande dat de av-keuze in de enquête representatief is voor een werkelijke keuze). Ten aanzien van de medicijnkosten lijkt er — na correctie voor enkele enquêtegegevens en ziektekosten — nog steeds sprake te zijn van een consumenteninformatiesurplus: ook gedurende de periode mei-december 1993 is bij het meest uitgebreide model het consumenteninformatiesurplus positief (statistisch significant,  $p < 0,01$ ). De vraag blijft of meer specifieke informatie over het medicijngebruik in het verleden — dergelijke informatie is veelal bekend bij een verzekeraar — het consumenteninformatiesurplus geheel kan wegnemen. Bovendien kan in geval van een keuze met betrekking tot een langere toekomstige periode dan acht maanden het consumenteninformatiesurplus verdwijnen door het regressie-naar-het-gemiddelde-effect.

## 6.5 Ziektekosten en modelkeuze av-medicijnen

Afgevraagd kan worden of met de av-keuze, zoals verzekerden in de gezondheids-enquête hebben aangegeven, een maximaal consumenteninformatiesurplus wordt bereikt.

De ziektekosten in het verleden blijken een 'goede' en simpele voorspeller te zijn voor de toekomstige ziektekosten (Van Vliet, 1992). In deze paragraaf is gesimuleerd dat de groep van 48,5 procent met de laagste kosten voor het basispakket in 1992 niet de aanvullende verzekering zou nemen en de groep van 51,5 procent met de hoogste ziektekosten wel. Deze percentages komen overeen met die van de enquêtekeuze omdat anders de consumenteninformatiesurplus niet goed met elkaar zijn te vergelijken (met de formule voor het consumenteninformatiesurplus wordt geen rekening gehouden met de omvang van beide groepen).

Het verschil in gemiddelde ziektekosten voor het basispakket in 1993 tussen beide gesimuleerde groepen — indeling op basis van de ziektekosten in 1992 — is aanmerkelijk groter dan het verschil in gemiddelde ziektekosten tussen de av-ja-groep en av-nee-groep (bron: enquête). Hieruit volgt dat in geval van een keuze gebaseerd op enkel en alleen de ziektekosten van vorig jaar het consumenteninformatiesurplus groter is dan in geval van een individuele keuze zoals die werd gemaakt in de enquête (uitgangspunt: uniforme premie). Verzekerden uit de lagekostengroep van 1992 (de groep die volgens de simulatie dus niet de av neemt) hebben in 1993 gemiddeld  $f$  573 aan ziektekosten versus  $f$  2956 voor verzekerden die wel de aanvullende verzekering afsluiten volgens de simulatie (tabel 6.14). Als

**Tabel 6.14** Consumenteninformatiesurplus bij av-keuze volgens enquête versus av-keuze volgens model, gebaseerd op ziektekosten vorig jaar (uniforme premie)

av-keuze	gemiddelde kosten basispakket 1993, 1800 gulden			gemiddelde medicijnkosten 1993, 391 gulden		
	av-nee-groep	av-ja-groep	cis	av-nee-groep	av-ja-groep	cis
random	1800	1800	0	391	391	0
enquête	1366	2210	844	259	516	257
model	573	2956	2383	75	689	614

een verzekeraar geen risicofactoren hanteert voor de premiestelling (uniforme premie) is het consumenteninformatiesurplus gelijk aan  $[f\ 2956 - f\ 573] - [f\ 1800 - f\ 1800] = f\ 2383$ . Bij de enquêtekeuze bedroeg het consumenteninformatiesurplus in geval van een uniforme premie  $f\ 844$ .

Verzekerden die volgens de simulatie geen av nemen betalen naar verwachting  $f\ 1227$  'te veel' risicopremie indien deze uniform is ( $f\ 1800$  in plaats van  $f\ 573$ ). Hiertegenover staat dat verzekerden die volgens de simulatie wel de av afsluiten naar verwachting  $f\ 1156$  'te weinig' risicopremie betalen ten opzichte van een uniforme risicopremie ( $f\ 1800$  in plaats van  $f\ 2956$ ).

Een verzekeraar die op de hoogte is van het gegeven dat consumenten hun keuze aangaande een aanvullende verzekering volledig baseren op hun ziektekosten van vorig jaar kan antiselectie eenvoudig voorkomen. Immers, een premiestelling gebaseerd op de individuele ziektekosten van vorig jaar doet het consumenteninformatiesurplus reduceren tot nul. De verzekeraar beschikt wat dit betreft dan over dezelfde informatie als waarover verzekerden beschikken en maakt daar ook gebruik van bij de premiestelling, zodat een consumenteninformatiesurplus per definitie niet bestaat.

Uit de simulatie van de keuze av-medicijnen (modelkeuze) — gebaseerd op de medicijnkosten van 1992 — blijkt dat de gesimuleerde av-ja-groep ruim 800 procent hogere medicijnkosten in 1993 heeft dan de av-nee-groep, namelijk  $f\ 689$  versus  $f\ 75$ . Bij medicijnkosten is dit verschil relatief groter dan bij de kosten voor het basispakket. De oorzaak is dat de samenhang tussen de individuele medicijnkosten in opeenvolgende jaren groter is dan de samenhang tussen de kosten voor het basispakket in opeenvolgende jaren.

In tabel 6.15 zijn de uitkomsten van de simulatie van de av-keuze gegeven waarbij wordt uitgegaan van een premiestructuur gebaseerd op leeftijd en geslacht. Bij de simulatie is het percentage personen die de aanvullende verzekering wensen per leeftijd-geslacht-categorie gelijk aan het percentage bij de enquête. De mogelijkheid tot antiselectie neemt daardoor af ten opzichte van die bij een uniforme premie. Analooeg hieraan neemt het consumenteninformatiesurplus ook af. Bij een

**Tabel 6.15** Consumenteninformatiesurplus bij av-keuze volgens enquête versus av-keuze volgens model, gebaseerd op ziektekosten vorig jaar (premie naar leeftijd en geslacht)

av-keuze	gemiddelde kosten basispakket 1993, 1800 gulden			gemiddelde medicijnkosten 1993, 391 gulden		
	av-nee-groep	av-ja-groep	cis	av-nee-groep	av-ja-groep	cis
random	1800	1800	0	391	391	0
enquête	1366	2210	619	259	516	203
model	745	2792	1822	103	660	503

keuze volgens deze simulatie heeft de av-ja-groep voor het basispakket 275 procent hogere ziektekosten dan de av-nee-groep. Bij de medicijnkosten is dit percentage gelijk aan 541.

Wanneer elk jaar de av-keuze door de verzekerden mag worden herzien zonder dat hieraan extra kosten zijn verbonden, lijkt voor de consument — bij een uniforme premie — een keuze gebaseerd op de ziektekosten van vorig jaar een 'goede' keuze. Bij een contractduur van aanzienlijk langer dan een jaar is een individuele keuze gebaseerd op 'ziektekosten in het verleden' vermoedelijk minder goed dan de gemaakte keuze in de enquête. Uit de studie van Van de Ven en Van Vliet (1995) bleek dat voor de groep die veel verzekering wenste (geen eigen risico) en voor de groep die weinig verzekering wenste (wel eigen risico) een min of meer stabiel kostenpatroon was waar te nemen gedurende een periode van acht jaren na de enquêtekeuze. Van Vliet (1992) toonde met empirische gegevens aan dat bij een keuze gebaseerd op 'ziektekosten vorig jaar' een sterk regressie-naar-het-gemiddelde-effect optreedt. Het eerste jaar kan zo'n keuze dus erg profijtelijk zijn maar op een langere termijn kan het 'voordeel' voor de consument snel afnemen.

## 6.6 Samenvatting en conclusie

In geval van een keuzemogelijkheid voor een ziektekostenverzekering kan gezien vanuit het standpunt van de verzekeraar antiselectie optreden. Antiselectie is de tendens dat relatief hoge-risico individuen (zorgbehoefigen) binnen een door een verzekeraar onderscheiden risicogroep meer verzekering(sdekking) willen kopen dan relatief lage-risico individuen (gezonde mensen) binnen dezelfde risicogroep.

Met enquêtegegevens is onderzocht of ziekenfondsverzekerden zich aanvullend zouden verzekeren wanneer een 'verplicht' eigen risico specifiek voor medicijnen zou worden ingevoerd. Van de respondenten wenste 51,5 procent zo'n aanvullende verzekering (av). Uit de univariate analyses blijkt dat dit veelal hoge-risico

verzekerden betreft. De multivariate analyses tonen aan dat de keuze voor de av vooral gerelateerd is aan de medische consumptie in het afgelopen jaar en de huidige ervaren gezondheid. De vijf jaar geleden ervaren gezondheid en de verwachting met betrekking tot een opname in een ziekenhuis en contact met een specialist in het komende jaar hebben geen statistisch significante invloed op de av-keuze.

Verzekerden die het 'verplichte' eigen risico voor specifiek medicijnen wilden afkopen met een av hadden gemiddeld voor het basispakket  $f$  2210 aan ziektekosten versus  $f$  1366 voor verzekerden die niet de av wensten (+62 procent). Dit duidt op een aanzienlijke potentiële antiselectie. De vraag is echter of antiselectie door een verzekeraar te voorkomen zou zijn indien de premies 'voldoende' risicogerelateerd zijn. Uit de multivariate analyses blijkt dat bij een keuze zoals die in de enquête is gemaakt antiselectie voor een verzekeraar bij het basispakket in principe vermijdbaar zou zijn geweest wanneer de premies gebaseerd zijn op leeftijd, geslacht en individuele ziektekosten in het verleden.

Het verschil in gemiddelde medicijnkosten tussen beide groepen is relatief groter, namelijk  $f$  516 per persoon uit de av-ja-groep versus  $f$  259 per persoon uit de av-nee-groep (+99 procent). Met het meest uitgebreide model kon dit verschil in medicijnkosten niet geheel worden verklaard. De vraag blijft of een consument gemiddeld meer relevante informatie over diens medicijnkostenrisico heeft dan een verzekeraar. Misschien kan een verzekeraar met gebruikmaking van specifiekere informatie over bijvoorbeeld het medicijngebruik in het verleden het waargenomen verschil in gemiddelde medicijnkosten tussen beide groepen wel volledig verklaren. Wanneer dit het geval is, kan een verzekeraar ook met deze informatie rekening houden bij de premiestelling, zodat antiselectie in principe vermijdbaar is.

Een belangrijke kanttekening bij dit onderzoek naar antiselectie is dat het slechts gerelateerd is aan de enquêtekeuze voor wel of geen eigen risico (dichotomie). Bovendien ontbrak in de vraagstelling zowel het bedrag aan 'verplicht' eigen risico als de premie voor de av. Verder is de enquêtekeuze van verzekerden voor een av gerelateerd aan ziektekosten van: (1) vier maanden voor de keuze, (2) acht maanden na de keuze en (3) de gezamenlijke periode van een jaar. Over de eerste vier maanden was het consumenteninformatiesurplus relatief groter dan over de laatste acht maanden. Door het regressie-naar-het-gemiddelde-effect is de verwachting dat het consumenteninformatiesurplus kleiner wordt naarmate de toekomstige periode waarop de keuze betrekking heeft, langer wordt. Daarom hoeft een verzekeraar bij een langere contractduur voor minder individuele kenmerken te corrigeren ter voorkoming van antiselectie. De vraag blijft in welke mate het consumenteninformatiesurplus afneemt na deze acht maanden.

Tot slot is een av-keuze gesimuleerd op basis van de ziektekosten voorafgaand aan het jaar waarop de verzekering ingaat, wat inhoudt dat de groep met hoge ziektekosten wel kiest voor een av en de groep met lage ziektekosten niet. In geval van een uniforme premie is het consumenteninformatiesurplus bij de modelkeuze (simulatie) aanmerkelijk groter dan bij de enquêtekeuze. De gemiddelde ziekte-

kosten voor de gesimuleerde av-ja-groep zijn gelijk aan  $f$  2956 en voor de av-nee-groep  $f$  573 (kosten voor het basispakket, voor medicijnkosten respectievelijk  $f$  689 en  $f$  75). Het regressie-naar-het-gemiddelde-effect is bij een keuze gebaseerd op de ziektekosten in het verleden vermoedelijk sterker dan bij een keuze als in de enquête. Over een langere periode bezien kan voor de consument de enquêtekeuze beter zijn dan deze modelkeuze.





# 7 Premiemodel

## 7.1 Inleiding

In dit hoofdstuk worden volgens het equivalentiebeginsel premies bepaald voor ziektekostenverzekeringen met een vorm van eigen betaling. De verzekeringsdekking komt overeen met het basispakket zoals dat in hoofdstuk 3 is aangegeven (ongeveer het 1996-ziekenfondspakket). De gevolgde methodiek kan vanzelfsprekend ook worden toegepast op andere pakketten, bijvoorbeeld specifiek geneesmiddelen of tandheelkundige hulp. Verder zal wat betreft de vorm van eigen betaling hoofdzakelijk op het eigen risico worden ingegaan. Ook voor deze inperking geldt dat voor andere vormen van eigen betaling de te volgen methodiek analoog is.

De volgende drie componenten van de premiekorting bij een eigen risico worden in dit hoofdstuk in onderlinge samenhang gezien: (1) de kostendeling, (2) het remgeldeffect en — bij een keuzemogelijkheid voor een eigen risico — (3) de antiselectie. Bovendien wordt het effect van een eigen risico op de premieopslag beschouwd. In de hieraan voorafgaande hoofdstukken zijn deze effecten reeds afzonderlijk behandeld.

In paragraaf 7.2 wordt uitgegaan van een verplicht eigen risico. In hoeverre worden dan de ziektekosten die een verzekerde naar verwachting zelf moet betalen door het remgeldeffect gereduceerd en in welke mate heeft het remgeldeffect consequenties voor de verwachte ziektekosten voor een verzekeraar? Verder wordt het effect van eigen betalingen op de premieopslag besproken. Hierbij wordt onderscheiden een vergoedingensysteem volgens een natura- en een restitutiestelsel.

Een ziektekostenverzekering met een individuele keuze voor al dan niet een eigen risico is het uitgangspunt in paragraaf 7.3. Door deze keuzemogelijkheid komt antiselectie in beeld. Eerst wordt het effect van antiselectie op de verwachte eigen betaling behandeld (afgezien van het remgeldeffect). In hoeverre heeft antiselectie invloed op de verwachte eigen betaling en in welke mate heeft antiselectie gevolgen voor de verwachte ziektekosten voor een verzekeraar? Bij deze laatste kosten worden onderscheiden de verwachte ziektekosten voor de basisverzekering met een verplicht eigen risico en de verwachte ziektekosten voor de aanvullende verzekering tegen de 'verplichte' eigen betalingen. Vervolgens worden de antiselectie, de kostendeling en het remgeldeffect gezamenlijk beschouwd. De centrale vraag bij het opstellen van zo'n premiemodel is, nadat eerst het effect van de antiselectie op de verwachte eigen betaling (afgezien van het remgeldeffect) is bepaald, wat de relatie is tussen de antiselectie en het remgeldeffect. In het meest uitgebreide premiemodel wordt naast de kostendeling, het remgeldeffect en de antiselectie de premieopslag opgenomen.

## 7.2 Verplicht eigen risico

### 7.2.1 Inleiding

In hoofdstuk 3 is de verwachte eigen betaling bij een verplicht eigen risico bepaald, afgezien van het remgeldeffect. Deze eigen betaling komt, *ceteris paribus*, overeen met de verwachte kostenverschuiving van verzekeraar naar verzekerde indien een verplicht eigen risico wordt geïntroduceerd.

Door de introductie van een verplicht eigen risico kan een premiekorting worden gegeven vanwege de kostendeling, het remgeldeffect en het effect op de premie-opslag (equivalentiebeginsel). Het remgeldeffect heeft naar verwachting enerzijds betrekking op de verwachte eigen betaling en werkt anderzijds door in de verwachte ziektekosten die voor rekening komen van de verzekeraar.

Bij een eigen risico kunnen drie situaties worden onderscheiden waarin een kostenvermindering door eigen betalingen plaatsvindt. De eerste situatie is dat iemands ziektekosten zowel bij een volledige verzekering als bij een eigen risico lager zijn dan het bedrag aan eigen risico. Het remgeldeffect heeft dan volledig betrekking op de eigen betalingen. De tweede denkbare situatie is dat de ziektekosten zonder remgeldeffect zouden zijn uitgekomen boven het bedrag aan eigen risico, maar dat als gevolg van het remgeldeffect de ziektekosten onder het bedrag aan eigen risico blijven. De kostenvermindering heeft dan zowel betrekking op de ziektekosten die voor rekening komen van de verzekerde als op de ziektekosten voor de verzekeraar. Tot slot kan zich de situatie voordoen dat zowel bij een volledige verzekering als bij een eigen risico iemands ziektekosten uitkomen boven het bedrag aan eigen risico. Een kostenreductie vanwege eigen betalingen heeft dan geen invloed op de ziektekosten die voor rekening van de verzekerde komen (die zijn gelijk aan het bedrag aan eigen risico). De ziektekosten voor een verzekeraar zullen dan lager uitvallen door het remgeldeffect.

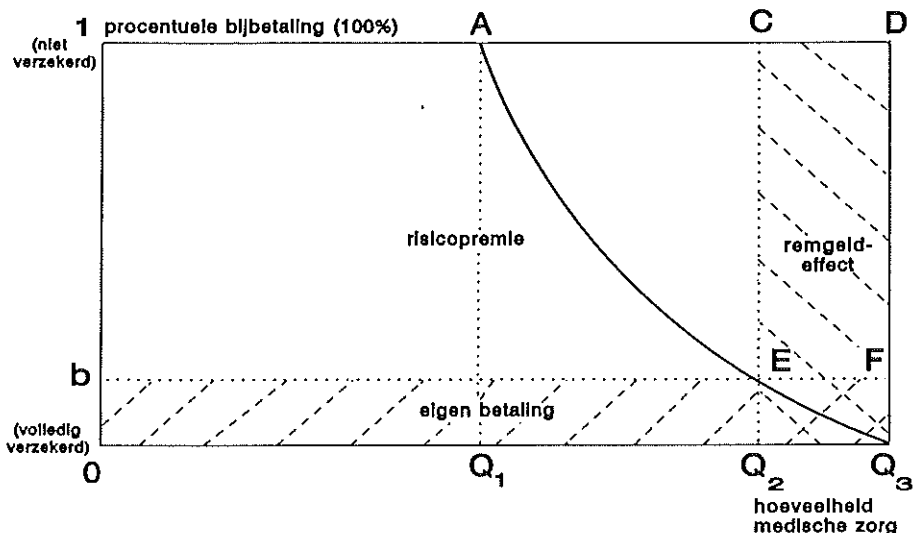
Het remgeldeffect dat betrekking heeft op de verwachte eigen betaling komt onder het equivalentiebeginsel volledig ten goede aan de verzekerde (eerste en tweede situatie). De verwachte ziektekosten boven het bedrag aan eigen risico zullen naar verwachting ook lager uitvallen (tweede en derde situatie). Uitgaande van het equivalentiebeginsel zullen de verwachte eigen betaling en het remgeldeffect in de premiekorting tot uiting komen en wel zodanig dat de risicopremie gelijk is aan de verwachte ziektekosten voor de verzekeraar. Naast de premiekorting vanwege de verwachte eigen betaling kan dus vanwege het remgeldeffect een premiekorting worden gegeven in verband met een verwachte reductie van de ziektekosten voor de verzekeraar (remgeldeffect: tweede en derde situatie). Voor de premiekorting is van belang in welke mate het remgeldeffect betrekking heeft op de verwachte ziektekosten die voor rekening van de verzekerde komen en in hoeverre de ziektekosten voor een verzekeraar door het remgeldeffect worden gereduceerd.

Ter illustratie is in figuur 7.1 de samenhang tussen de verwachte eigen betaling en het remgeldeffect bij een *procentuele bijbetaling zonder maximum aan eigen betaling* weergegeven. Bij een volledige verzekering wordt naar verwachting een hoeveelheid zorg  $Q_3$  geconsumeerd. Zonder verlies aan algemeenheid is voorondersteld dat de prijs van een eenheid zorg gelijk is aan 1. De risicopremie voor een volledige verzekering bedraagt dan  $Q_3$ , hetgeen gelijk is aan de oppervlakte van de gehele rechthoek ( $01DQ_3$ ).

De vraagcurve  $AEQ_3$  geeft de relatie weer tussen het percentage bijbetaling en de gevraagde hoeveelheid medische zorg. Bij een bijbetaling van  $b.100\%$  is de gevraagde hoeveelheid zorg naar verwachting gelijk aan  $Q_2$ . Bij dit percentage bijbetaling zijn de verwachte individuele ziektekosten gelijk aan oppervlakte  $01CQ_2$ . Het remgeldeffect is gelijk aan oppervlakte  $Q_2CDQ_3$ . De verwachte eigen betaling bedraagt  $0bEQ_2$  en de risicopremie is gelijk aan  $(1-b) \cdot Q_2$  (oppervlakte  $b1CE$ ).

De premiekorting bestaat in figuur 7.1 uit twee componenten: enerzijds de kostendeling (balk, onder), anderzijds het remgeldeffect (kolom, rechts). Afgezien van het remgeldeffect is de verwachte eigen betaling bij een bijbetaling van  $b.100\%$  gelijk aan oppervlakte  $0bFQ_3$ . Oppervlakte  $Q_2EFQ_3$  komt overeen met de verwachte vermindering van de eigen betalingen vanwege het remgeldeffect. De premiekorting is gelijk aan de verwachte eigen betaling afgezien van het remgeldeffect (hoofdstuk 3, kostendeling) plus de verwachte vermindering van de ziektekosten voor de verzekeraar vanwege het remgeldeffect (oppervlakte  $ECDF$ ).

Bij een procentuele bijbetaling *zonder maximum aan eigen betaling*, zoals in figuur 7.1 is weergegeven, heeft het remgeldeffect evenredig aan het percentage



Figuur 7.1 Kostendeling, remgeldeffect en risicopremie bij een procentuele bijbetaling zonder maximum aan eigen betaling, met  $AEQ_3$  als individuele vraagcurve

bijbetaling betrekking op de eigen betalingen en de ziektekosten die ten laste komen van de verzekeraar. Bij een eigen risico en een procentuele bijbetaling tot een bepaald maximum is een dergelijk verband in theorie niet aanwezig.

De centrale vraag in deze paragraaf is hoe de verwachte eigen betalingen en de verwachte ziektekosten voor de verzekeraar van hoofdstuk 3 kunnen worden gecorrigeerd voor het remgeldeffect. Bij zo'n correctie doen zich in ieder geval twee problemen voor. Ten eerste, op welke wijze kan voor elk bedrag aan eigen risico het remgeldeffect worden bepaald (subparagraaf 7.2.2)? Ten tweede, hoe werkt de kostenreductie vanwege het eigen risico door in de ziektekosten, ofwel: hoe hoog is de verwachte eigen betaling en hoe hoog zijn naar verwachting de ziektekosten die ten laste komen van de verzekeraar wanneer rekening wordt gehouden met het remgeldeffect (subparagraaf 7.2.3)? Tot slot wordt in subparagraaf 7.2.4 aandacht besteed aan de invloed van de kostendeling en het remgeldeffect op de premieopslag.

### 7.2.2 Remgeldeffect

In deze subparagraaf wordt getracht — als oplossing voor het eerste probleem — om met een formule de verwachte ziektekosten te bepalen als functie van het bedrag aan eigen risico, waarbij rekening wordt gehouden met het remgeldeffect en wordt afgezien van de kostendeling. Het voordeel van zo'n formule is dat het verwachte remgeldeffect eenvoudig is te bepalen voor elk bedrag aan eigen risico. Bovendien kan met de formule, bij een gelijkblijvend maximum aan eigen betaling, rekening worden gehouden met kostenveranderingen, bijvoorbeeld inflatie. Het remgeldeffect is bij een bepaald maximum aan eigen betaling (nominaal) afhankelijk van de hoogte van de ziektekosten. Zo geeft een eigen risico van 100 bij gemiddelde ziektekosten van 1000 naar verwachting relatief hetzelfde remgeldeffect als een eigen risico van 200 bij gemiddelde ziektekosten van 2000, *ceteris paribus*.

Het remgeldeffect (en dus verwachte ziektekosten, afgezien van de kostendeling) dat voor het premiemodel wordt gebruikt is gebaseerd op het RAND-ziektekosten-verzekeringsexperiment (zie paragraaf 4.5). De reden voor deze keuze is dat op basis van dat experiment het remgeldeffect is onderzocht voor diverse bedragen aan eigen risico (en percentages bijbetaling). Bovendien is het partiële effect onderzocht, dat wil zeggen: afgezien van andere effecten (bijvoorbeeld antiselectie). Bij de keuze voor het remgeldeffect op basis van het RAND-experiment kunnen echter minimaal vier kanttekeningen worden geplaatst (zie ook subparagraaf 4.5.5): (1) aangezien het partiële effect is onderzocht, moet voor het premiemodel worden voorondersteld dat zorgaanbieders niet reageren op veranderingen in ziektekosten-verzekering (geen aanbodgeïnduceerde moral hazard), (2) omdat de deelnemers van het RAND-experiment maximaal 65 jaar waren, wordt aangenomen dat de omvang van het remgeldeffect niet direct afhankelijk is van iemands leeftijd, (3) van de verschillen tussen de Amerikaanse en Nederlandse gezondheidszorg wordt vooron-

dersteld dat zij geen invloed hebben op de omvang van het remgeldeffect en (4) de prijselasticiteit met betrekking tot het gebruik van zorg is voorondersteld niet afhankelijk te zijn van iemands nationaliteit (Amerikanen versus Nederlanders).

Met een simulatiemodel waarvan de parameters zijn geschat met gegevens van het RAND-experiment hebben Keeler e.a. (1988) de verwachte ziektekosten op persoonsniveau gesimuleerd voor diverse ziektekostenverzekeringsspolissen. De beschouwde polissen varieerden wat betreft het percentage bijbetaling en het maximum aan eigen betaling. De bijbetaling was gelijk aan 0 procent (volledige verzekering), 25, 50 of 100 procent (eigen risico). Het maximum aan eigen betaling liep uiteen van 0, 50, 100, 200, 500, 1000, 1500, 2000, 3000 tot en met geen limiet (dollars van 1983). Naast geen verzekering en een volledige verzekering levert dit 26 combinaties op van mogelijke verzekeringsspolissen (in tabel 4.6 staan voor 19 van deze combinaties de verwachte ziektekosten vermeld).

Met de uitkomsten van het simulatiemodel (Keeler e.a., 1988) is vervolgens het remgeldeffect geschat (formule) met als te verklaren variabele de (natuurlijke) logaritme van de verwachte (gesimuleerde) ziektekosten op persoonsniveau (bron: Keeler e.a., 1988). Als verklarende variabele is gebruikt de logaritme van het bedrag aan eigen risico plus een. In tabel 7.1 zijn de parameterschattingen weergegeven. De parameterschatting van de variabele  $\ln(d+1)$  is negatief. Dit houdt in dat de verwachte ziektekosten lager zijn naarmate het bedrag aan eigen risico hoger is.

Tabel 7.1 Parameterschattingen van het remgeldeffect bij eigen risico's, gebaseerd op RAND-experiment (dollars, 1983)

---

$\ln(\text{ziektekosten}) = 6,776262 - 0,068319 \cdot \ln(d+1)$	$R^2 = 0,93$
<div style="display: flex; justify-content: space-around;"> <span>(136,2)</span> <span>(9,1)</span> </div>	

---

Toelichting. De  $d$  geeft het bedrag aan eigen risico aan. Tussen haakjes de absolute  $t$ -waarde.

Met de parameterschattingen van tabel 7.1 zijn vervolgens schattingen gemaakt van de verwachte ziektekosten (en dus van het remgeldeffect) voor verschillende bedragen aan eigen risico (zie figuur 7.2). De verwachte ziektekosten voor een volledige verzekering zijn dan gelijk aan 877 dollar ( $=\exp(6,776262)$ ). Bij de verdere analyses worden deze kosten gelijkgesteld aan 842 dollar (de gemiddelde gesimuleerde ziektekosten bij een volledige verzekering, bron: Keeler e.a., 1988). Bij geen verzekering (eigen risico van oneindig) zijn volgens de formule de verwachte ziektekosten gelijk aan nul. Volgens Keeler e.a. (1988) zijn de ziektekosten bij geen verzekering naar verwachting gelijk aan 483 dollar. Volgens de formule bedragen bij een verzekeringsspolis met een eigen risico van 6168 dollar de verwachte ziektekosten 483 dollar.<sup>1</sup>

---

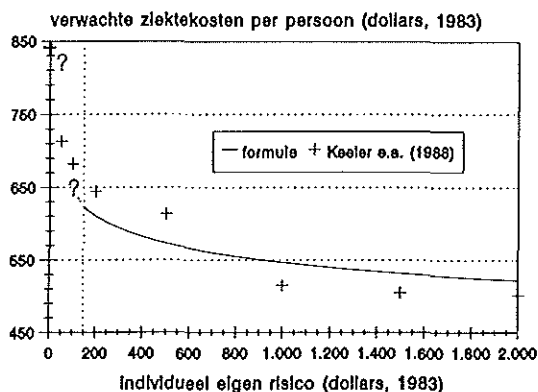
<sup>1</sup> Bij polissen met eigen risico's hoger dan 6168 dollar zou kunnen worden overwogen de verwachte ziektekosten gelijk te stellen aan 483 dollar. In de praktijk zijn zulke eigen risico's echter niet relevant.

De remgeldeffecten bij lage maxima aan eigen betaling (tot 150 dollar) moeten met de nodige voorzichtigheid worden geïnterpreteerd omdat zij buiten het bereik van de bij het RAND-experiment gehanteerde maxima vallen (zie paragraaf 4.5). Daarom zullen in dit hoofdstuk eigen risico's tot 150 dollar buiten beschouwing blijven (of equivalente eigen risico's in guldens).

Bij eigen risico's tot 500 dollar wordt met de formule van tabel 7.1 het remgeldeffect overschat ten opzichte van de uitkomsten van het simulatiemodel van Keeler e.a. (1988) en bij eigen risico's vanaf 1000 dollar onderschat (figuur 7.2). Een mogelijke reden is dat bij eigen risico's tot en met 500 dollar bij klinische zorg een gering consumptieremmend effect werd waargenomen terwijl bij eigen risico's vanaf 1000 dollar ook bij klinische zorg een sterk remgeldeffect optrad (tabel 4.6).

Met de formule voor de verwachte ziektekosten (en remgeldeffect) op basis van het RAND-experiment kan een schatting worden gemaakt van de verwachte ziektekosten (en remgeldeffect) voor verzekeringen met eigen risico's voor het basispakket zoals in hoofdstuk 3 is aangegeven. Voor een 'vertaling' van het remgeldeffect in dollars (1983) naar dat in guldens (1993) moeten eerst de gemiddelde ziektekosten van \$ 842 bij een volledige verzekering volgens Keeler e.a. (1988) worden opgehoogd naar het niveau van  $f$  1800, de gemiddelde ziektekosten voor het basispakket in 1993 bij een volledige verzekering. Deze ophoging impliceert dat het bedrag aan eigen risico ( $d$ ) met dezelfde factor moet worden verhoogd om hetzelfde relatieve remgeldeffect te verkrijgen. Bijvoorbeeld, een eigen risico van 100 bij gemiddelde ziektekosten van 1000 heeft relatief hetzelfde effect als een eigen risico van 200 bij gemiddelde ziektekosten van 2000, alle overige omstandigheden gelijk.

Uitgaande van gemiddelde ziektekosten van  $f$  1800 bij een volledige verzekering wordt het remgeldeffect dat op basis van het RAND-experiment is te verwachten bij een eigen risico van bijvoorbeeld  $f$  400 als volgt bepaald. De gemiddelde ziektekosten bij een volledige verzekering waren gelijk aan \$ 842 (Keeler e.a., 1988, RAND-experiment). Een eigen risico van  $f$  400 is dan vergelijkbaar met een eigen risico van \$ 187,1 ( $= \$ 842 \times (400/1800)$ ). De ziektekosten bij een eigen risico van \$ 187,1 zijn volgens de formule van tabel 7.1 naar verwachting gelijk aan \$ 613 ( $= \exp(6,776262 - 0,068319 \times \ln(\$ 187,1 + 1))$ ). In dit geval bedraagt het remgeldeffect \$ 229 ( $842 - 613$ ), hetgeen relatief 27,2 procent is ( $229/842$ ). Het relatieve remgeldeffect bedraagt dan bij een eigen risico van  $f$  400 eveneens 27,2



Figuur 7.2 Remgeldeffect volgens formule (tabel 7.1) en remgeldeffect op basis van het RAND-experiment (Keeler e.a., 1988)

Tabel 7.2 Geschatte ziektekosten en remgeldeffecten per persoon per individueel eigen risico (basispakket, guldens van 1993), met remgeldeffect op basis van het RAND-experiment

eigen risico per persoon	verwachte ziektekosten per persoon	remgeldeffect (absoluut)	remgeldeffect (percentage)	remgeldeffect (t.o.v. bedrag aan eigen risico)
0	1800	0	0	.
300	1337	463	25,8	1,55
400	1311	489	27,2	1,22
500	1292	508	28,3	1,02
600	1275	525	29,2	0,88
700	1262	538	29,9	0,77
800	1251	549	30,5	0,69
900	1241	559	31,1	0,62
1000	1232	568	31,6	0,57
1500	1198	602	33,5	0,40
2000	1175	625	34,8	0,31
2500	1157	643	35,7	0,26
3000	1143	657	36,5	0,22
3500	1131	669	37,2	0,19
4000	1120	680	37,8	0,17
∞	1033	767	42,6	0

procent. Dit komt overeen met  $f\ 490 (=f\ 1800 \times (229/842))$ . Met deze methode is de kostenreductie dus groter dan het maximum aan eigen betaling van  $f\ 400$ . De verwachte ziektekosten bij een eigen risico van  $f\ 400$  komen in dit geval uit op  $f\ 1310 (=1800-490)$ .

In tabel 7.2 staan de verwachte ziektekosten per eigen risico vermeld (persoonsniveau, guldens van 1993), waarbij het remgeldeffect is geschat met de parameters van tabel 7.1 (zie ook figuur 7.3). Een laag eigen risico blijkt een aanzienlijke reductie in de verwachte ziektekosten teweeg te brengen. Als minimum is een eigen risico van  $f\ 300$  genomen. Dit bedrag komt overeen met twee keer 150 (dollar). Een maximum aan eigen betaling van \$ 150 valt binnen het bereik van maxima aan eigen betaling bij het RAND-experiment. Bij de polis met een individueel eigen risico van \$ 150 voor alleen niet-klinische zorg (een van de beschouwde polissen bij het RAND-experiment) waren de gemiddelde ziektekosten \$ 185 lager dan de gemiddelde ziektekosten bij een volledige verzekering (dollars van 1991, gebaseerd op ruwe data, Newhouse e.a., 1993, blz. 41).<sup>2</sup> Een remgeldeffect groter dan het maximum aan eigen betaling is dus niet alleen een gevolg van het door Keeler e.a.

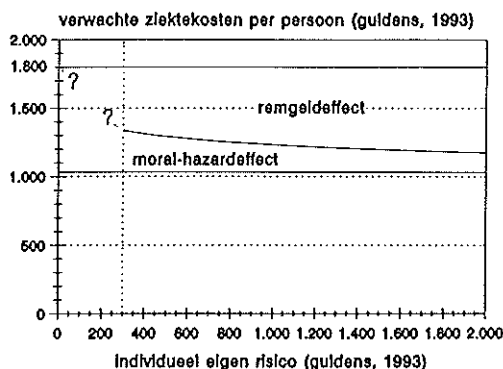
<sup>2</sup> Het verschil in voorspelde (modelmatig verwachte) ziektekosten bedraagt \$ 202 (Newhouse e.a., 1993, blz. 44). In dollars van 1984 bedraagt het verschil in gemiddelde ziektekosten \$ 120 (Manning e.a., 1987, blz. 259) en het verschil in voorspelde ziektekosten \$ 154 (dollars van 1984, Manning e.a., 1987, blz. 269). In dollars van 1974-1982 — het RAND-experiment vond in deze periode plaats — is het remgeldeffect bij dit eigen risico kleiner vanwege inflatie.

(1988) gebruikte simulatiemodel.<sup>3</sup> Verder moet worden opgemerkt dat de remgeldeffecten met de formule van tabel 7.1 voor eigen risico's tot en met \$ 500 (ongeveer *f* 1000) groter zijn dan die van het simulatiemodel van Keeler e.a. (1988) en voor eigen risico's vanaf \$ 1000 (ongeveer *f* 2000) juist kleiner. De remgeldeffecten zoals in tabel 7.2 zijn vermeld bij eigen risico's tot en met *f* 1000 zijn dus vermoedelijk te groot.

De verwachte ziektekosten bij een eigen risico van *f* 1500 bedragen ongeveer twee derde van de ziektekosten bij een volledige verzekering. Bij een eigen risico van oneindig veel (geen verzekering) zijn de totale ziektekosten gelijkgesteld aan *f* 1033, hetgeen gelijk is aan *f* 1800x(\$ 483/\$ 842), met \$ 483 de gemiddelde ziektekosten bij geen verzekering en \$ 842 de gemiddelde ziektekosten bij een volledige verzekering, bron: Keeler e.a. (1988).

Samenvattend. Blijkens het simulatiemodel, met parameters geschat op basis van gegevens van het RAND-experiment, veroorzaakt een laag maximum aan eigen betaling een relatief sterke kostenvermindering ten opzichte van de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering (Keeler e.a., 1988). Vertaling van deze uitkomsten naar guldens van 1993 met de formule van tabel 7.1 (en gemiddelde ziektekosten van *f* 1800 bij een volledige verzekering) geeft dat bij eigen risico's tot ongeveer *f* 500 het remgeldeffect groter is dan het maximum aan eigen betaling. Het maximum aan eigen betaling wordt met het door Keeler e.a. gebruikte simulatiemodel geëxtrapoleerd ten opzichte van de maximumbedragen die bij het RAND-experiment werden gehanteerd. Een maximum van *f* 300 (1993) aan eigen betaling kan worden beschouwd als een ondergrens van het bereik van het maximum aan eigen betaling.

In de volgende subparagraaf zal worden geschat in welke mate de verwachte ziektekosten die voor rekening komen van de verzekerde door het remgeldeffect worden gereduceerd en in hoeverre het remgeldeffect betrekking heeft op de verwachte ziektekosten die ten laste komen van de verzekeraar.



Figuur 7.3 Geschatte ziektekosten per persoon per individueel eigen risico (basispakket, guldens van 1993), met remgeldeffect op basis van het RAND-experiment

<sup>3</sup> Een belangrijke reden waarom zulke remgeldeffecten bij het RAND-experiment optraden is dat de deelnemers weinig tot niet anticipeerden op het bereiken van het maximum aan eigen betaling. De deelnemers met een polis met een vorm van eigen betaling maakten veelal zelfs na het bereiken van het maximum aan eigen betaling minder ziektekosten dan degenen die een volledige verzekering hadden (Newhouse e.a., 1993, blz. 116).



### 7.2.3 Remgeldeffect en kostendeling

Nadat hiervoor per bedrag aan eigen risico een schatting is verkregen van de omvang van het remgeldeffect, betreft het tweede van de in de inleiding van subparagraaf 7.2.1 aangegeven problemen de vraag in hoeverre de verwachte eigen betaling wordt gereduceerd door het remgeldeffect en in hoeverre het remgeldeffect gevolgen heeft voor de verwachte ziektekosten voor de verzekeraar. Met het two-partmodel zijn op eenvoudige wijze twee varianten van het remgeldeffect te berekenen: (1) het remgeldeffect heeft uitsluitend betrekking op de kans op ziektekosten en (2) het remgeldeffect heeft uitsluitend betrekking op de positieve ziektekosten. Blijkens het RAND-experiment heeft het remgeldeffect per saldo vooral betrekking op de kans op ziektekosten (zie tabel 4.4). Dit geldt met name voor lage maxima aan eigen betaling (laagste inkomensstertiel). Bij hoge maxima aan eigen betaling (middelste en hoogste inkomensstertiel) heeft een vorm van eigen betaling relatief minder invloed op de kans op ziektekosten en meer op de totale ziektekosten. Dit houdt in dat voor deze inkomensgroepen het remgeldeffect betrekking heeft op zowel de kans op ziektekosten als de positieve ziektekosten. Aangezien het maximum aan eigen betaling inkomensafhankelijk was, kan dit het gevolg zijn van zowel een hoger inkomen als van een hoger maximum aan eigen betaling.

Bij de eerste variant wordt de verwachte eigen betaling maximaal gereduceerd door het remgeldeffect.<sup>4</sup> De verwachte eigen betaling (afgezien van het remgeldeffect) is met het two-partmodel gelijk aan de kans op ziektekosten vermenigvuldigd met een functie die niet afhangt van deze kans (zie bijlage hoofdstuk 3). Bij deze variant is de verwachte eigen betaling gelijk aan de verwachte eigen betaling van hoofdstuk 3 (geen remgeldeffect) vermenigvuldigd met de verhouding tussen de verwachte ziektekosten voor de desbetreffende polis en de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering. Bij deze variant heeft het remgeldeffect — in dit opzicht — dezelfde werking als bij een procentuele bijbetaling zonder maximum aan eigen betaling (zie figuur 7.1).

Bij de tweede beschouwde variant heeft het remgeldeffect uitsluitend betrekking op de positieve ziektekosten. Eigen betalingen hebben bij deze variant dus een sterker effect op de verwachte ziektekosten boven het eigen risico dan bij de eerste variant. Bij de tweede variant is het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling bepaald met de formules van de bijlage van hoofdstuk 3 die betrekking hebben op een kostenverandering (in dit geval een kostenreductie vanwege het remgeldeffect).

---

<sup>4</sup> De mogelijkheid dat door het remgeldeffect de kans op ziektekosten sterker daalt dan de totale ziektekosten — en derhalve de positieve ziektekosten toenemen — wordt hier buiten beschouwing gelaten. Zo'n situatie zou zich kunnen voordoen wanneer individuen door eigen betalingen per saldo worden geremd zorg te gebruiken en in geval van gebruik van zorg meer zorg gebruiken dan bij een volledige verzekering, bijvoorbeeld omdat eigen betalingen vooral leiden tot een reductie van ziekte-episoden met lage ziektekosten, of omdat zij 'te laat' medische hulp hebben ingeschakeld.

In tabel 7.3 is de verwachte eigen betaling (afgezien van het remgeldeffect) per eigen risico vermeld (overeenkomstig tabel 3.2). Bovendien zijn de verwachte eigen betalingen vermeld waarbij wel rekening is gehouden met het remgeldeffect. Hierbij zijn onderscheiden de varianten met een remgeldcorrectie uitsluitend via de kans op ziektekosten (variant 1) en een correctie uitsluitend via de positieve ziektekosten (variant 2). In geval van een individueel eigen risico van  $f$  400 voor het basispakket is de verwachte eigen betaling gelijk aan  $f$  246, afgezien van het remgeldeffect. Volgens de formule van tabel 7.1 is de verwachte eigen betaling bij een remgeldeffect uitsluitend via de kans op ziektekosten gelijk aan  $f$  179. In geval van een remgeldeffect uitsluitend via de positieve ziektekosten bedraagt de verwachte eigen betaling  $f$  225 bij een eigen risico van  $f$  400. Bij de eerste variant is het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling  $f$  67 ( $=246-179$ ) tegenover  $f$  21 ( $=246-225$ ) bij de tweede variant. Deze bedragen komen overeen met oppervlakte  $Q_2EFQ_3$  van figuur 7.1, met de kanttekening dat figuur 7.1 betrekking heeft op een procentuele bijbetaling zonder een maximum aan eigen betaling en niet op verschillende bedragen aan eigen risico.

Bij hogere bedragen aan eigen risico worden de verschillen in het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling tussen variant 1 en variant 2 relatief kleiner. Zo bedraagt volgens het model bij een eigen risico van  $f$  4000 het remgeldeffect op de

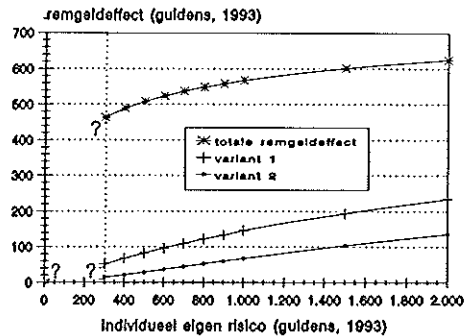
Tabel 7.3 Verwachte eigen betaling zonder remgeldeffect, met remgeldeffect uitsluitend via de kans op kosten en uitsluitend via de positieve kosten (gulden van 1993)

eigen risico per persoon	verwachte eigen betaling		
	geen remgeldeffect	remgeldeffect uitsluitend via kans op kosten	remgeldeffect uitsluitend via positieve kosten
0	0	0	0
50	42	.	.
100	79	.	.
200	143	.	.
300	198	147	184
400	246	179	225
500	289	208	261
600	329	233	293
700	365	256	321
800	398	277	346
900	429	296	370
1000	458	313	391
1500	580	386	476
2000	675	440	538
2500	752	483	586
3000	817	519	624
3500	873	548	655
4000	922	574	681
$\infty$	1800	1033	1033

verwachte eigen betaling bij de eerste variant  $f$  348 (922-574) tegenover  $f$  241 (922-681) bij de tweede variant. Bij een eigen risico van  $f$  4000 lijkt het aannemelijk dat het remgeld-effect niet uitsluitend betrekking heeft op de kans op ziektekosten, maar ook op de positieve ziektekosten. Echter, de mate waarin dit gebeurt is onzeker, zodat wordt afgezien van het toekennen van gewichten aan beide varianten. Tot slot wordt bij geen verzekering de verwachte eigen betaling in gelijke mate gereduceerd bij beide varianten van het remgeldeffect.

In figuur 7.4 zijn het totale remgeldeffect en het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling uitsluitend via de kans op ziektekosten en uitsluitend via de positieve ziektekosten weergegeven. Bij beide varianten is het remgeldeffect op de verwachte ziektekosten voor de verzekeraar groot (absoluut) en op de verwachte eigen betaling klein (absoluut). Bijvoorbeeld, bij een eigen risico van  $f$  400 is het geschatte remgeldeffect  $f$  490 (tabel 7.2). Het effect op de verwachte eigen betaling is  $f$  67 (variant 1) of  $f$  21 (variant 2). De verwachte ziektekosten voor verzekerden verminderen door het remgeldeffect weinig ( $f$  67/ $f$  21) en de verwachte ziektekosten voor de verzekeraar veel ( $f$  423/ $f$  469). Bij een premiestructuur volgens het equivalentiebeginsel zullen verzekeraars de verwachte kostenreductie echter doen toekomen aan de verzekerden met een polis met een eigen risico door middel van premiekorting.

Het verschil tussen beide varianten van het remgeldeffect op de ziektekosten heeft gevolgen voor de premie(korting). De premiekorting is lager naarmate het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling groter is, ceteris paribus.<sup>5</sup> Blijkens het RAND-experiment heeft het remgeldeffect per saldo vooral betrekking op de kans op kosten (variant 1) en nauwelijks op de positieve kosten (variant 2) (Newhouse e.a., 1993, blz. 46). Bovendien is de premiekorting bij variant 1 (remgeldeffect uitsluitend via de kans op kosten) lager dan bij variant 2. Bij variant 1 loopt een verzekeraar dus minder risico dat te veel premiekorting wordt gegeven. Ter bepaling van de premie(korting) waarbij rekening wordt gehouden met zowel de kostendeling als het remgeldeffect wordt om bovenstaande twee redenen uitgegaan van een remgeldeffect uitsluitend via de kans op ziektekosten.



Figuur 7.4 Remgeldeffect op de verwachte eigen betaling (uitsluitend via de kans op kosten, variant 1; uitsluitend via de positieve kosten, variant 2)

<sup>5</sup> Oppervlakte  $Q_2EFQ_3$  van figuur 7.1 wordt relatief groter naarmate het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling groter is. Bij de berekening van de premiekorting als de verwachte eigen betaling (afgezien van het remgeldeffect) plus het totale remgeldeffect moet oppervlakte  $Q_2EFQ_3$  vanwege de dubbeltelling worden afgetrokken. Dus hoe groter oppervlakte  $Q_2EFQ_3$ , hoe lager de premiekorting, ceteris paribus.

Bij een verplicht eigen risico van bijvoorbeeld  $f$  1000 per persoon kan de risicopremie als volgt worden berekend. Van de verwachte ziektekosten van  $f$  1800 bij een volledige verzekering wordt eerst de verwachte eigen betaling (afgezien van het remgeldeffect) ter grootte van  $f$  458 afgetrokken (tabel 7.3). De risicopremie bedraagt dan  $f$  1800 -  $f$  458 =  $f$  1342. Vervolgens moet het remgeldeffect op de verwachte ziektekosten voor de verzekeraar worden bepaald. Blijkens tabel 7.2 bedraagt bij een eigen risico van  $f$  1000 het remgeldeffect 31,6 procent van de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering. De risicopremie bij een eigen risico van  $f$  1000 is dan — uitgaande van de kostendeling en een remgeldeffect uitsluitend via de kans op ziektekosten — gelijk aan  $(1-0,316) \times f$  1342 =  $f$  919.

De premiekorting kan ook worden berekend uitgaande van het totale remgeldeffect. Ten opzichte van de risicopremie van  $f$  1800 voor een volledige verzekering kan bij een eigen risico van  $f$  1000 vanwege het remgeldeffect een premiekorting worden gegeven van  $f$  568 (tabel 7.2). Vervolgens moet het bedrag van  $f$  1232 ( $1800-568$ ) worden gecorrigeerd voor de verwachte eigen betaling. Bij een eigen risico van  $f$  1000 bedraagt deze — uitgaande van een remgeldeffect uitsluitend via de kans op kosten — naar verwachting  $f$  313 (tabel 7.3). Correctie voor zowel het remgeldeffect als de verwachte eigen betaling geeft bij een eigen risico van  $f$  1000 een risicopremie van  $f$  1800 -  $f$  568 -  $f$  313 =  $f$  919.

In tabel 7.4 zijn voor diverse eigen risico's het totale remgeldeffect, de verwachte eigen betaling en de risicopremie vermeld. Bij een eigen risico van  $f$  800 bedraagt de premiekorting ruim  $f$  800 ( $f$  826 =  $f$  1800 -  $f$  974). Ten opzichte van

Tabel 7.4 Remgeldeffect, verwachte eigen betaling (remgeldeffect uitsluitend via de kans op ziektekosten) en verwachte ziektekosten boven eigen risico (gulden van 1993)

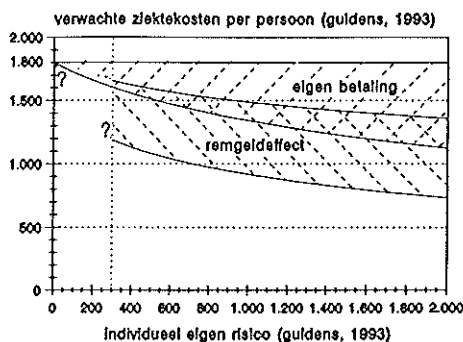
eigen risico per persoon	remgeldeffect (tabel 7.2)	verwachte eigen betaling (remgeldeffect uitsluitend via kans op kosten) (tabel 7.3)	verwachte ziektekosten boven eigen risico (risicopremie)
0	0	0	1800
300	463	147	1190
400	489	179	1132
500	508	208	1084
600	525	233	1043
700	538	256	1006
800	549	277	974
900	559	296	945
1000	568	313	919
1500	602	386	812
2000	625	440	735
2500	643	483	674
3000	657	519	624
3500	669	548	583
4000	680	574	546
$\infty$	767	1033	0

een volledige verzekering kunnen verzekeren met zo'n eigen risico en premiekorting er financieel nooit op achteruitgaan: een eigen risico zonder enig risico. Opgemerkt moet worden dat met het premiemodel het remgeldeffect bij eigen risico's tot f 1000 vermoedelijk te groot is geschat.<sup>6</sup>

De totstandkoming van de premiekorting bij een verplicht eigen risico is in figuur 7.5 grafisch weergegeven.

In deze figuur wordt getoond in hoeverre de verwachte eigen betaling en het remgeldeffect afzonderlijk en gezamenlijk bijdragen aan deze premiekorting. Voor eigen risico's tot f 300 is alleen de verwachte eigen betaling weergegeven, afgezien van het remgeldeffect. Het dubbel gearceerde gebied is vergelijkbaar met oppervlakte  $Q_2EFQ_3$  van figuur 7.1. Hoe hoger het bedrag aan eigen risico, hoe groter het dubbel gearceerde gedeelte.<sup>7</sup> Bij geen verzekering is de verwachte kostenvermindering voor een verzekeraar f 1800 ten opzichte van een volledige verzekering. De verwachte eigen betaling is dan gelijk aan f 1033 en het totale remgeldeffect bedraagt dan f 767. Het dubbel gearceerde gedeelte heeft dan een 'hoogte' van f 767.

Samengevat kan worden geconcludeerd dat bij eigen risico's tussen de f 300 en f 800 de premiekorting hoger kan zijn dan het maximum aan eigen betaling (premiëkorting gebaseerd op de kostendeling en het remgeldeffect). Bij eigen risico's tussen de f 300 en f 1500 is het remgeldeffect groter dan de verwachte eigen betaling (afgezien van het remgeldeffect). Het remgeldeffect is gebaseerd op het RAND-experiment. Bij dat experiment bleek met name bij lage bedragen aan eigen risico relatief een groot remgeldeffect op te treden. Bij zulke eigen risico's is het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling klein (absoluut) wanneer dit effect uitsluitend optreedt bij de kans op ziektekosten (dubbel gearceerd gebied van figuur 7.5). De kostendeling is gebaseerd op kostengegevens van ongeveer 10.000 ziekenfondsverzekerden (zie hoofdstuk 3). Deze kostendeling is minder met onzekerheid omgeven dan het gebruikte remgeldeffect.



Figuur 7.5 Kostendeling en remgeldeffect per individueel eigen risico

<sup>6</sup> Met het simulatiemodel van Keeler e.a. (1988) is dit effect vermoedelijk overschat, zie voetnoot 2. Bovendien wordt met de formule van tabel 7.1, die gebaseerd is op het simulatiemodel van Keeler e.a. (1988), bij eigen risico's tot f 1000 een te groot remgeldeffect voorspeld (zie figuur 7.2).

<sup>7</sup> Bij een remgeldeffect uitsluitend via de positieve ziektekosten is het dubbel gearceerde oppervlakte kleiner. Bij deze variant schuift het remgeldeffect als het ware naar beneden. Bij zo'n remgeldeffect is de premiekorting dus groter dan bij een remgeldeffect uitsluitend via de kans op ziektekosten.

### 7.2.4 Remgeldeffect, kostendeling en premieopslag

In hoofdstuk 5 is de premieopslag besproken. Deze opslag varieerde sterk per verzekeringscontract, bijvoorbeeld een contract op persoonsniveau versus een collectief contract. Verder was in Nederland een aanzienlijk verschil te constateren tussen de uitvoeringskosten voor de ziekenfondsverzekering (naturastelsel, ongeveer 6 procent van de omzet) en die voor de particuliere ziektekostenverzekeringen (restitutiestelsel, ongeveer 15 procent van de omzet).

In theorie kan de premieopslag worden gesplitst in twee gedeelten: de vaste premieopslag en de variabele premieopslag, dat wil zeggen: proportioneel aan de verwachte ziektekosten voor een verzekeraar. De kostendeling en het remgeldeffect hebben geen invloed op de vaste premieopslag. De variabele premieopslag kan verminderen door een remgeldeffect via de frequentie van ziektekostenepisodes: de verzekeraar krijgt daardoor immers minder claims te verwerken, afgezien van de kostendeling. Wat betreft de kostendeling is het onderscheid tussen een vergoedingensysteem volgens een naturastelsel en een restitutiestelsel van belang.

In geval van een *naturastelsel* zullen de uitvoeringskosten samenhangen met de ziektekosten die verzekerden zelf moeten betalen, ervan uitgaande dat verzekeraars hun verzekerden rekeningen sturen voor ziektekosten die niet voor vergoeding in aanmerking komen (de eigen betalingen). Wanneer verzekerden het maximum aan eigen betaling hebben overschreden, zal een verzekeraar voor andere ziektekosten geen nota's meer hoeven te verzenden aan deze verzekerden.

Het effect van een eigen risico op de uitvoeringskosten bij een naturastelsel is afhankelijk van de schadekarakteristieken van de verzekerden. Bij een laag eigen risico zal iemand in geval van een ziekenhuisopname in het begin van het verzekeringsjaar vermoedelijk slechts één keer van de verzekeraar een rekening krijgen vanwege eigen betalingen. De uitvoeringskosten in verband met het eigen risico zullen dan gering zijn. Daarentegen heeft een verzekeraar door het eigen risico aanzienlijk meer uitvoeringskosten voor iemand die een aantal keren per jaar geringe ziektekosten heeft. De verwachte uitvoeringskosten voor een verzekeraar vanwege eigen betalingen zijn dus niet eenvoudig te bepalen. Naast de vaste uitvoeringskosten wordt voorondersteld dat deze lineair afhankelijk zijn van de verwachte eigen betaling. In formule 7.1 is deze theoretische relatie weergegeven:

$$E(\text{uitvoeringskosten voor verzekeraar}) = \alpha + \beta \cdot E(\text{eigen betaling}). \quad (7.1)$$

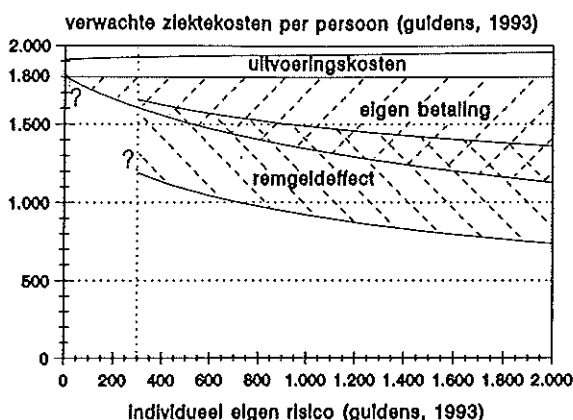
In deze formule zijn de variabele uitvoeringskosten vanwege ziektekosten boven het eigen risico niet opgenomen. Bovendien is afgezien van een mogelijke reductie van de uitvoeringskosten voor een verzekeraar vanwege het totale remgeldeffect. Hierdoor zou ook in een naturastelsel de premieopslag bij een eigen risico lager kunnen zijn dan bij een volledige verzekering.

In figuur 7.6 is naast de verwachte eigen betaling en het remgeldeffect de premieopslag afgebeeld. Overeenkomstig de uitvoeringskosten per ziekenfonds-

verzekerde is  $\alpha$  gelijk aan  $f$  110 (ongeveer 6 procent van  $f$  1800). De variabele uitvoeringskosten vanwege eigen betalingen zijn gesteld op 10 procent van de eigen betaling ( $\beta=0,10$ ). Bij een eigen risico van  $f$  400 is de premieopslag dan  $f$  110 plus 10 procent van  $f$  179 (tabel 7.3) is  $f$  128.

Bij een *restitutiestelsel* zijn de uitvoeringskosten voor een verzekeraar afhankelijk van onder meer

het aantal claims die verzekerden indienen. Hoe hoger het eigen risico is, hoe groter de kans dat verzekerden geen claims indienen. Op een soortgelijke wijze als bij een naturastelsel kan de (theoretische) premieopslag worden bepaald. De vaste premieopslag is waarschijnlijk hoger dan die bij de ziekenfondsverzekering (in totaal bedragen de uitvoeringskosten ongeveer 15 procent van de omzet). De variabele premieopslag is een functie van de verwachte declareerbare ziektekosten. De variabele uitvoeringskosten zullen hoger zijn naarmate deze ziektekosten hoger zijn. Bij een restitutiestelsel zal — in tegenstelling tot een naturastelsel — de premieopslag in theorie lager worden als het eigen risico toeneemt, dit vanwege zowel de kostendeling als het remgeldeffect.



Figuur 7.6 Kostendeling, remgeldeffect en premieopslag (naturastelsel) per individueel eigen risico

## 7.3 Vrijwillig eigen risico

### 7.3.1 Antiselectie en kostendeling

In deze subparagraaf wordt de samenhang besproken tussen de antiselectie en de kostendeling. In hoofdstuk 6 is gebleken dat personen die opteeden voor een aanvullende verzekering tegen 'verplichte' eigen betalingen, de av-ja-groep, aanzienlijk meer ziektekosten hadden dan personen die niet geneigd waren de av af te sluiten, de av-nee-groep. De gemiddelde ziektekosten per persoon voor het basispakket in 1993 waren voor de av-nee-groep  $f$  1366 en voor de av-ja-groep  $f$  2210. Voor verzekerden die de av afsluiten verandert de 'hoeveelheid' verzekering niet ten opzichte van de oude situatie: zij blijven immers door de av volledig verzekerd. Het enige verschil is dat sommige ziektekosten nu voor vergoeding in aanmerking komen vanwege de av en dat de andere ziektekosten worden vergoed vanwege de

basisverzekering. Verzekerden behorend tot de av-ja-groep hebben voor de av (ziektekosten tot het bedrag aan 'verplicht' eigen risico) en de verzekering voor het basispakket (ziektekosten boven het bedrag aan 'verplicht' eigen risico) gezamenlijk gemiddeld  $f$  2210 aan ziektekosten.

Verzekerden die niet de av nemen in geval van een 'verplicht' eigen risico kunnen vanwege zowel de antiselectie als de kostendeling een premiekorting ontvangen<sup>8</sup> (het remgeldeffect en de premieopslag blijven in deze subparagraaf buiten beschouwing; zie hiervoor de subparagrafen 7.3.2 en 7.3.3). Diegenen die wel de av willen zouden vanwege de antiselectie kunnen worden geconfronteerd met een hogere premie voor zowel de av als de basisverzekering met een 'verplicht' eigen risico.

Met het two-partmodel is geschat wat voor gevolgen de antiselectie heeft op de verwachte ziektekosten die voor rekening komen van de verzekerde en die ten laste komen van de verzekeraar. Voor het schatten van de kans op ziektekosten (probit-analyse) en de logaritme van de positieve ziektekosten (regressieanalyse) is naast een constante alleen een dummy opgenomen die aangeeft of een verzekerde wel of niet de av wenst. Zowel bij de kans op ziektekosten als bij de logaritme van de positieve ziektekosten blijkt deze dummy statistisch significant te zijn ( $p < 0,01$ ). De kans op ziektekosten is gecorrigeerd voor selectieve non-respons zodat de gewogen kans op kosten voor de av-nee-groep en de av-ja-groep gelijk is aan de gemiddelde kans op kosten zonder antiselectie (hoofdstuk 3).<sup>9</sup> De positieve ziektekosten zijn met het model gecorrigeerd waardoor de verwachte ziektekosten per persoon voor verzekerden die behoren tot de av-nee-groep gelijk zijn aan  $f$  1366 en voor verzekerden behorend tot de av-ja-groep  $f$  2210.

In tabel 7.5 (zie ook figuur 7.7) zijn voor de av-nee-groep per bedrag aan individueel eigen risico vermeld de verwachte eigen betaling per persoon en de verwachte ziektekosten per persoon voor de basisverzekering met een 'verplicht' eigen risico. Voor de av-ja-groep zijn vermeld de verwachte ziektekosten voor de av en de basisverzekering. In geval van een basisverzekering zonder eigen risico bedragen de verwachte ziektekosten voor de verzekeraar  $f$  1366 per persoon uit de av-nee-groep en  $f$  2210 per persoon uit de av-ja-groep. Bij een laag bedrag aan eigen risico valt op dat de antiselectie vooral betrekking heeft op de verwachte ziektekosten boven het bedrag aan eigen risico. Zo is bij een 'verplicht' eigen

---

<sup>8</sup> Een premiestelling waarbij alleen rekening wordt gehouden met antiselectie heeft — ten opzichte van een situatie zonder antiselectie — slechts een kostenverschuiving (premiendifferentiatie) tussen verzekerden onderling tot gevolg. Verzekerden uit de av-ja-groep gaan dan meer premie betalen en verzekerden behorend tot de av-nee-groep minder premie. Het gewogen gemiddelde van de individuele ziektekosten van verzekerden uit tot de av-nee-groep en de av-ja-groep moet gelijk zijn aan de gemiddelde ziektekosten zonder antiselectie (in dit geval  $f$  1800, hoofdstuk 3), afgezien van overige effecten.

<sup>9</sup> De kans op kosten voor de av-nee-groep en de av-ja-groep is opgehoogd met een factor 1,002711. Deze correctie heeft overigens weinig invloed op de uitkomsten van de analyses.



Tabel 7.5 Verwachte ziektekosten tot en boven 'verplicht' eigen risico per verzekerde uit de av-nee-groep en av-ja-groep (afgezien van het remgeldeffect)

eigen risico per persoon	av-nee-groep (48,5 procent)		av-ja-groep (51,5 procent)	
	verwachte eigen betaling	verw. ziektekosten boven eigen risico	verwachte ziektekosten av	verw. ziektekosten boven eigen risico
0	0	1366	0	2210
50	40	1326	43	2167
100	74	1292	83	2127
200	133	1233	152	2058
300	182	1184	212	1998
400	225	1141	266	1944
500	263	1103	314	1896
600	296	1070	359	1851
700	328	1038	400	1810
800	356	1010	438	1772
900	382	984	474	1736
1000	406	960	507	1703
1500	506	860	649	1561
2000	582	784	761	1449
2500	643	723	854	1356
3000	695	671	932	1278
3500	738	628	1000	1210
4000	775	591	1060	1150
∞	1366	0	2210	0

risico van  $f$  200 op persoonsniveau de verwachte eigen betaling voor de av-nee-groep  $f$  133 per persoon tegenover  $f$  143 zonder antiselectie. Dit impliceert dat de verwachte ziektekosten voor de av  $f$  152 per persoon bedragen (av-ja-groep), afgezien van het remgeldeffect.<sup>10</sup> Het verschil in verwachte ziektekosten voor de basisverzekering met een 'verplicht' eigen risico van  $f$  200 is aanzienlijk groter, namelijk  $f$  1233 per persoon uit de av-nee-groep versus  $f$  2058 per persoon uit de av-ja-groep.

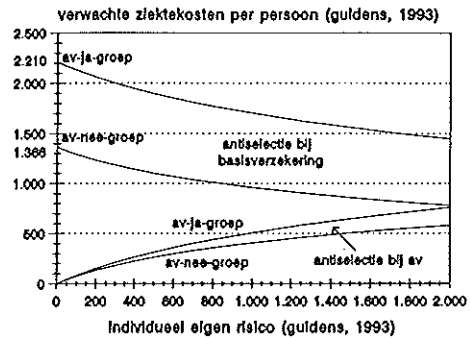
Bij deze uitkomsten kunnen enkele kanttekeningen worden geplaatst. In de enquête is min of meer gevraagd naar de geneigdheid tot aanvullend verzekeren (zie hoofdstuk 6). In de enquêtevraag ontbrak het bedrag aan 'verplicht' eigen risico.

<sup>10</sup> Met het two-partmodel is de verwachte eigen betaling bepaald voor de av-nee-groep. Er geldt: de gemiddelde eigen betaling (geen antiselectie, hoofdstuk 3) is gelijk aan het gewogen gemiddelde van de eigen betaling van de av-nee-groep en de ziektekosten voor de av (av-ja-groep), afgezien van het remgeldeffect. De gewichten zijn de relatieve omvang van beide groepen. Deze methode is gekozen om per eigen risico in totaal dezelfde verwachte ziektekosten te krijgen als bij hoofdstuk 3. Uitgaande van (1) de ziektekostenverdeling van de av-ja-groep of (2) de av-nee-groep en de av-ja-groep ieder afzonderlijk beschouwen, gaf bijna identieke resultaten.

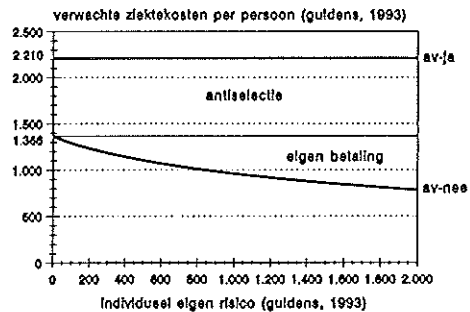
Voor elk eigen risico wordt dezelfde av-keuze voorondersteld. Bovendien worden slechts twee groepen verzekeren onderscheiden, namelijk de av-nee-verzekerden en de av-ja-verzekerden. In de praktijk zal het effect van antiselectie vermoedelijk, al dan niet geleidelijk, toenemen met het bedrag aan eigen risico: de meest gezonde mensen binnen een risicogroep kiezen het hoogste eigen risico, ceteris paribus. Tevens ontbrak in de vraagstelling een premie voor de av. Wanneer wordt uitgegaan van een 'verplicht' eigen risico van  $f$  200 per persoon en een premie voor de av van  $f$  152 (gebaseerd op de verwachte eigen betaling en de antiselectie, afgezien van het remgeldeffect en premieopslag) is het de vraag of dezelfde respondenten die in de enquête aangaven geneigd te zijn de av af te sluiten dit ook zouden doen indien deze premie zou zijn genoemd. Met deze premie zullen naar verwachting — per saldo — verzekeren met relatief lage verwachte ziektekosten de av opzeggen wanneer die mogelijkheid zich voordoet. Het gevolg is dat de premie voor de av dan verder omhoog moet, wil zij kostendekkend blijven. Dit verschijnsel kan zich iedere keer herhalen wanneer verzekeren de mogelijkheid hebben van verzekering te veranderen, waardoor een premiespiraal kan ontstaan. In theorie bedraagt de maximale premie voor zo'n av  $f$  200.

Theoretisch bedraagt de premiekorting voor de basisverzekering in geval van een keuze voor een eigen risico op grond van alleen de antiselectie  $f$  844 ( $f$  2210 -  $f$  1366), zie ook figuur 7.8. Vanwege deze antiselectie zou een verzekerde in theorie risicoloos een eigen risico van  $f$  844 kunnen nemen, omdat de verzekeraar 'verwacht' dat een overstap van de av-ja-groep naar de av-nee-groep gepaard gaat met een 'kostenreductie' van  $f$  844. Zelfs bij een eigen risico van  $f$  4000 is het effect van antiselectie ( $f$  844) nog groter dan de verwachte eigen betaling — afgezien van het remgeldeffect — voor de av-nee-groep ( $f$  775, tabel 7.5).

Onder andere door middel van risicogerelateerde premies kan antiselectie worden tegengegaan (hoofdstuk 6). Bij een uniforme premie bedraagt het effect van antiselectie  $f$  844 ( $= f$  2210 -  $f$  1366). Dit effect wordt kleiner naarmate meer



Figuur 7.7 Effect van antiselectie bij av en bij basisverzekering per individueel eigen risico



Figuur 7.8 Verwachte ziektekosten basisverzekering met antiselectie en kostendeling

rekening wordt gehouden met risicofactoren. Met tabel 6.11 (consumenteninformatiesurplus) kan voor diverse risicogerelateerde premiestructuren worden afgeleid in welke mate dit effect kleiner wordt. Het consumenteninformatiesurplus is niet statistisch significant groter dan nul wanneer de premies gebaseerd zijn op leeftijd, geslacht en ziektekosten in het verleden. Met andere woorden: met dusdanig premies is in theorie deze antiselectie vermijdbaar.

### 7.3.2 Antiselectie, kostendeling en remgeldeffect

In de vorige subparagraaf is een relatie gelegd tussen de antiselectie en de kostendeling waarbij is afgezien van het remgeldeffect. De antiselectie bleek met name invloed te hebben — in absolute guldens — op de verwachte ziektekosten boven het bedrag aan eigen risico. In geval van een vrijwillig eigen risico is de verwachte eigen betaling door antiselectie nauwelijks kleiner dan de verwachte eigen betaling bij afwezigheid hiervan. In subparagraaf 7.2.3 is het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling besproken. Geconcludeerd kan worden dat ook het remgeldeffect voornamelijk betrekking heeft — in absolute guldens — op de verwachte ziektekosten boven het eigen risico.

In deze subparagraaf wordt een relatie gelegd tussen de antiselectie en het remgeldeffect. Door antiselectie zal op macroniveau de kostenvermindering minder groot zijn omdat niet iedereen wordt geremd in het gebruikmaken van zorg. De centrale vraag in deze subparagraaf is hoe het verwachte remgeldeffect per persoon bij een selecte groep (av-nee-groep) zich verhoudt tot het verwachte remgeldeffect per persoon in geval van een verplicht eigen risico.

Ter beantwoording van deze vraag worden twee mogelijke varianten van het effect van de antiselectie op het remgeldeffect beschouwd. Bij de eerste variant is het remgeldeffect per eigen risico gelijk aan een percentage van de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering. Bij de tweede variant wordt voorondersteld dat per eigen risico het remgeldeffect onafhankelijk is van de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering.

Een voordeel van de eerste variant is dat de gewogen som van het remgeldeffect voor de av-nee-groep en het hypothetische remgeldeffect voor de av-ja-groep gelijk is aan het remgeldeffect zoals dat in subparagraaf 7.2.3 is bepaald. Daarnaast blijkt dat op grond van het RAND-experiment het een redelijke vooronderstelling is dat per bedrag aan eigen risico het remgeldeffect een percentage is van de verwachte ziektekosten op persoonsniveau bij een volledige verzekering (Newhouse e.a., 1993, blz. 48-49). Mensen met hoge verwachte ziektekosten worden dan sterker (absolute bedragen) geremd door een eigen risico dan mensen met lage verwachte ziektekosten.<sup>11,12</sup> Deze uitkomst lijkt plausibel omdat bij relatief gezonde mensen

---

<sup>11</sup> Dit lijkt in tegenspraak met de verwachting dat het remgeldeffect bij bijvoorbeeld een eigen risico van 100 en gemiddelde ziektekosten van 1000 relatief even groot is als bij een eigen risico

minder valt te remmen dan bij relatief ongezonde mensen. Een belangrijke uitkomst van het RAND-experiment is dat de deelnemers in het algemeen niet anticipeerden op het bereiken van het maximum aan eigen betaling. Verzekerden die naar verwachting veel ziektekosten maken zullen naar verwachting eerder anticiperen op het bereiken van het maximum aan eigen betaling dan verzekerden die naar verwachting weinig ziektekosten maken. Zodoende zou — wanneer rekening wordt gehouden met een (sterk) anticipatie-effect — bij lage eigen risico's juist bij gezonde mensen een sterker remgeldeffect (zowel absoluut als relatief) kunnen optreden.

Het voordeel van de tweede variant — per eigen risico wordt voorondersteld dat het remgeldeffect onafhankelijk is van de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering — is dat het eenvoudig te hanteren is en dat de gewogen som van het (hypothetische) remgeldeffect voor de av-nee-groep en de av-ja-groep gelijk is aan het effect zoals dat in subparagraaf 7.2.2 is bepaald. Een nadeel van deze variant is dat bij een premie die gebaseerd is op de kostendeling, het remgeldeffect en de antiselectie, de premiekorting voor sommige groepen (met name lage-risico verzekerden) in theorie hoger kan zijn dan de premie voor een volledige verzekering.

In tabel 7.6 is het verwachte remgeldeffect per persoon vermeld voor verzekerden die behoren tot de av-nee-groep. Per variant is aangegeven in hoeverre de verwachte eigen betaling door het remgeldeffect wordt gereduceerd (remgeldeffect uitsluitend via de kans op ziektekosten). Het verwachte remgeldeffect per persoon is bij de eerste variant per definitie kleiner dan bij de tweede variant. Ter bepaling van de premie bij een vrijwillig eigen risico wordt de eerste variant genomen, dat wil zeggen: het remgeldeffect als een vast percentage van de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering.

In figuur 7.9 zijn de verwachte eigen betaling, het remgeldeffect en het effect van antiselectie weergegeven. De verwachte eigen betaling en het remgeldeffect zijn aangegeven als in figuur 7.5. Doordat de verwachte eigen betaling en het remgeldeffect nu alleen betrekking hebben op de av-nee-groep, zijn beide effecten minder omvangrijk. Voor de av-ja-groep bedraagt de premie voor de basisverzeke-

---

van 200 en gemiddelde ziektekosten van 2000. Op grond daarvan kan worden gesuggereerd dat hoe hoger de verwachte ziektekosten, hoe kleiner het remgeldeffect onder gelijkhouding van het maximum aan eigen betaling. Het bovenstaande geldt echter voor de gehele populatie terwijl hier (subparagraaf 7.3.2) wordt gekeken naar het verschil in (hypothetisch) remgeldeffect tussen twee groepen met verschillende verwachte ziektekosten.

<sup>12</sup> Wanneer als uitgangspunt de verwachte ziektekosten voor de av-nee-groep worden genomen ( $f$  1366), kan opnieuw met de formule van tabel 7.1 het remgeldeffect worden berekend. Een nadeel van deze methode is dat het geen lineaire transformatie betreft waardoor de gewogen som van het remgeldeffect voor de av-nee-groep (uitgangspunt  $f$  1366) en de av-ja-groep (uitgangspunt  $f$  2210) niet gelijk is aan het remgeldeffect zoals dat in subparagraaf 7.2.2 is bepaald. Doordat het remgeldeffect een concave functie is van het bedrag aan eigen risico zal deze methode grotere remgeldeffecten opleveren dan de eerste variant. De verschillen ten opzichte van variant 1 waren echter zo gering dat is afgezien van het presenteren van deze uitkomsten.

ring en de av gezamenlijk f 2210; de afzonderlijke premiebedragen zijn afhankelijk van de hoogte van het 'verplichte' eigen risico. Hoe hoger het 'verplichte' eigen risico, hoe lager de premie voor de basisverzekering en hoe hoger de premie voor de av. Voor de av-nee-groep komt de premie voor de basisverzekering overeen met de onderste curve van het remgeldeffect.

Door antiselectie zou enige dynamiek op de verzekeringsmarkt kunnen ontstaan. In de enquêtevraag, waarop het effect van antiselectie is gebaseerd, ontbrak het bedrag aan eigen risico. Verder werd de premie niet genoemd. Bovendien was niet vermeld of, en zo ja hoe vaak, verzekerden hun av-keuze konden veranderen met de daaraan verbonden kosten.

Tot slot is in figuur 7.10 weergegeven wat het effect is van antiselectie en moral hazard op de premie voor de av. Van belang is op welke wijze deze effecten op de ziektekosten boven het 'verplichte' eigen risico worden verrekend. Het is zeer reëel dat de premie voor de av — wil zij kostendekkend zijn — hoger moet zijn dan het bedrag aan eigen risico indien het totale effect van moral hazard en antiselectie wordt verrekend in de premie voor de av. In theorie is er dan geen vraag naar zo'n av. Behalve door marktwerking kan een av tegen 'verplichte' eigen betalingen door de wetgever van de markt verdwijnen. Het moral-hazardeffect bij de basisverzekering kan een reden zijn waarom een overheid zo'n av zou kunnen verbieden.

Tabel 7.6 Twee varianten van het remgeldeffect voor de av-nee-groep

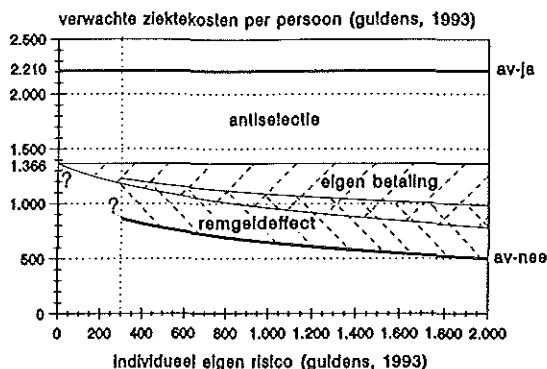
eigen risico	remgeldeffect op verwachte eigen betaling		totale remgeldeffect	
	variant 1 <sup>1</sup>	variant 2	variant 1	variant 2
0	0	0	0	0
300	47	62	351	463
400	61	81	371	489
500	74	98	386	508
600	87	114	398	525
700	98	129	408	538
800	109	143	417	549
900	119	157	425	559
1000	128	169	432	568
1500	169	223	457	602
2000	202	267	475	625
3000	254	334	499	657
4000	293	386	516	680
∞	582	767	582	767

<sup>1</sup> De remgeldeffecten zijn geschat op basis van het RAND-experiment. Het betreft hier schattingen voor een selecte groep, namelijk de av-nee-groep. De vooronderstelling bij variant 1 is dat het remgeldeffect per eigen risico een vast percentage betreft van de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering. Bij variant 2 is voorondersteld dat het remgeldeffect per eigen risico onafhankelijk is van de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering.

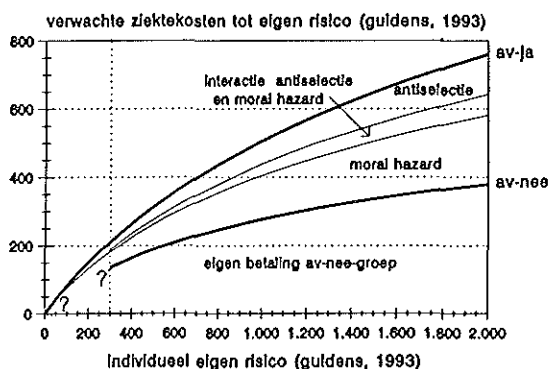
Hier wordt ervan uitgegaan dat verzekerden die de av afsluiten een premie voor de basisverzekering moeten betalen die gebaseerd is op de verwachte ziektekosten voor die verzekering. Een verzekeraar kan controleren wie zich wel en wie zich niet aanvullend heeft verzekerd; deze keuze is dan een risicofactor waarmee bij de premiestelling voor de basisverzekering rekening wordt gehouden.

De opbouw van figuur 7.10 is als volgt. Het onderste gedeelte heeft betrekking op de verwachte eigen betaling voor de av-nee-groep. Daarbovenop komt voor de av-ja-groep nog een premieverhoging vanwege moral hazard, antiselectie en de interactie tussen antiselectie en moral hazard (en een premieopslag, die overigens niet is weergegeven in figuur 7.10).

Aan de hand van een 'verplicht' eigen risico van f 2000 wordt de premie voor de av beschouwd. De verwachte eigen betaling bedraagt voor de av-nee-groep f 380 in geval van een 'verplicht' eigen risico van f 2000. Dit bedrag is gelijk aan de verwachte eigen betaling afgezien van het remgeldeffect voor de av-nee-groep (tabel 7.5, f 582) verminderd met het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling voor deze groep (tabel 7.6, f 202). Het verwachte moral-hazardeffect voor de av-nee-groep bedraagt dus f 202. Vervolgens moet rekening worden gehouden met antiselectie. Volgens tabel 7.5 bedraagt de verwachte eigen betaling voor de av-nee-groep f 582 en voor de av-ja-groep f 761 (afgezien van het remgeldeffect): de premie voor de av waarbij rekening wordt gehouden met antiselectie en moral hazard is dus gelijk aan f 761. Het interactie-effect tussen antiselectie en moral hazard bedraagt f 64 per persoon. Immers, uit tabel 7.6 blijkt dat het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling voor de av-nee-groep f 202 per persoon bedraagt. Zonder antiselectie is het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling bij een



Figuur 7.9 Verwachte ziektekosten per persoon voor basisverzekering met antiselectie, kostendeling en remgeldeffect per eigen risico op persoonsniveau



Figuur 7.10 Effect van antiselectie, moral hazard en interactie tussen beide op de premie voor de av per individueel eigen risico

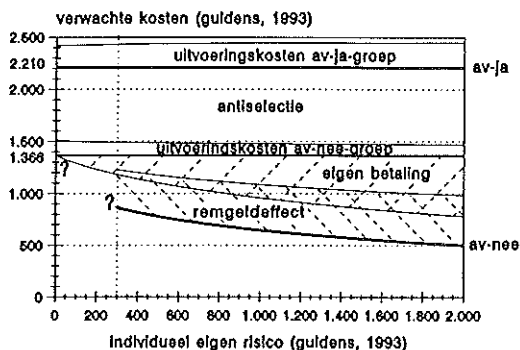
eigen risico van  $f$  2000 gelijk aan  $f$  235 per persoon (tabel 7.3, kolom 2 minus kolom 3). Aangezien 48,5 procent van de verzekerden tot de av-nee-groep behoort, is het remgeldeffect voor de av-ja-groep gelijk aan  $f$  266. In totaal is reeds rekening gehouden met een moral-hazardeffect van  $f$  202. Het interactie-effect tussen antiselectie en moral hazard is derhalve gelijk aan  $f$  64. De premie voor de av tegen eigen betalingen vanwege een 'verplicht' eigen risico van  $f$  2000 voor de basisverzekering is voor de av-ja-groep zodoende het dubbele van de verwachte eigen betaling voor de av-nee-groep ( $f$  761 versus  $f$  380).

### 7.3.3 Antiselectie, kostendeling, remgeldeffect en premieopslag

In subparagraaf 7.3.2 zijn de antiselectie, de kostendeling en het remgeldeffect gezamenlijk beschouwd. In deze subparagraaf wordt daaraan de premieopslag toegevoegd. De gevolgde methodiek in subparagraaf 7.2.4 (premieopslag bij verplicht eigen risico) kan weer worden toegepast, waarbij nu ook rekening wordt gehouden met antiselectie.

In geval van een *restitutiestelsel* zal de premieopslag voor verzekerden die de av afsluiten in theorie hoger zijn dan voor personen die behoren tot de av-nee-groep. Voor de av-ja-groep zal een verzekeraar uitvoeringskosten maken voor de basisverzekering en de av. De variabele uitvoeringskosten voor de basisverzekering zullen door antiselectie voor personen die niet de av afsluiten lager uitvallen. In figuur 7.11 zijn deze effecten op de premieopslag schetsmatig weergegeven.

In geval van een *naturastelsel* zullen de vaste uitvoeringskosten voor de basisverzekering voor de av-nee-groep en de av-ja-groep gelijk zijn. Voor de av geldt dat voor de av-ja-groep in ieder geval vaste uitvoeringskosten zullen worden gemaakt, terwijl een verzekeraar voor de av-nee-groep zulke uitvoeringskosten niet heeft. Daarentegen zal een verzekeraar voor verzekerden die tot de av-nee-groep behoren naar verwachting extra variabele uitvoeringskosten hebben vanwege ziektekosten tot aan het bedrag aan 'verplicht' eigen risico. Verder zullen de variabele uitvoeringskosten voor de basisverzekering voor de av-nee-groep lager zijn dan voor de av-ja-groep vanwege de antiselectie en het remgeldeffect.



Figuur 7.11 Antiselectie, kostendeling, remgeldeffect en premieopslag bij restitutiestelsel bij eigen risico op persoonsniveau

## 7.4 Samenvatting en conclusie

In dit hoofdstuk zijn modellen opgesteld ter bepaling van premies onder het equivalentiebeginsel voor ziektekostenverzekeringen met al dan niet een eigen risico. In het meest uitgebreide premiemodel zijn de volgende componenten van de premiekorting in onderlinge samenhang gezien: (1) de kostendeling, (2) het remgeldeffect en — bij een individuele keuzemogelijkheid voor een eigen risico — (3) de antiselectie. Daarnaast is het effect van een eigen risico op de premieopslag beschouwd.

In paragraaf 7.2 is de samenhang onderzocht tussen de kostendeling en het remgeldeffect. Het remgeldeffect is gebaseerd op het RAND-ziektekostenverzekeringsexperiment. Wanneer wordt uitgegaan van een remgeldeffect uitsluitend via de kans op ziektekosten, hetgeen een redelijke aanname lijkt, dan is het totale remgeldeffect eenzelfde percentage van de verwachte ziektekosten die voor rekening komen van de verzekerde als van de verzekeraar. Dit houdt in dat bij een laag bedrag aan eigen risico het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling gering is (absoluut), maar vooral neerslaat op de verwachte ziektekosten die voor rekening komen van de verzekeraar, omdat dan de verwachte eigen betaling laag is ten opzichte van de totale ziektekosten.

Een interessante uitkomst van het premiemodel is dat bij een bedrag aan eigen risico tussen de  $f$  300 en  $f$  800 de premiekorting hoger kan zijn dan het bedrag aan verplicht eigen risico. Bij zo'n combinatie van eigen risico en premiekorting kunnen verzekerden er financieel nooit op achteruit gaan: een eigen risico zonder enig risico. Opgemerkt moet worden dat met het premiemodel het remgeldeffect bij eigen risico's tot  $f$  1000 vermoedelijk te groot is geschat.

De uitvoeringskosten zijn sterk afhankelijk van het type verzekering, bijvoorbeeld een individueel contract versus een collectief contract en ziekenfondsverzekering versus particuliere ziektekostenverzekering (natura- versus restitutiestelsel). Hierdoor zijn de uitvoeringskosten niet eenvoudig op te nemen in het premiemodel. Door de kostendeling zullen bij een restitutiestelsel de uitvoeringskosten lager en bij een naturastelsel hoger uitvallen. Het remgeldeffect zorgt ervoor dat de uitvoeringskosten zullen verminderen, ongeacht het vergoedingstelsel.

In paragraaf 7.3 is het uitgangspunt een 'verplicht' eigen risico per persoon voor het basispakket, waarbij de verzekerden een keuzemogelijkheid hebben voor een aanvullende verzekering (av) tegen de 'verplichte' eigen betalingen. De antiselectie blijkt een geringe invloed te hebben op de verwachte ziektekosten (absoluut) voor de av. Net als het remgeldeffect heeft de antiselectie vooral betrekking op de verwachte ziektekosten (absoluut) voor de basisverzekering met een 'verplicht' eigen risico.

Uit het RAND-experiment blijkt dat per bedrag aan eigen risico het remgeldeffect ongeveer evenredig is aan de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering. Aangezien door antiselectie per saldo lage-risico verzekerden (gezonde mensen) een eigen risico kiezen, zal het remgeldeffect per persoon bij een vrijwillig



lig eigen risico kleiner zijn dan bij een verplicht eigen risico.

In geval van een eigen risico van  $f$  1500 per persoon per jaar zou de gemiddelde premiekorting ongeveer  $f$  1500 per persoon bedragen indien deze korting is gebaseerd op de kostendeling, het remgeldeffect en de antiselectie. Dit houdt in dat de 'gemiddelde' verzekerde risicoloos een eigen risico van  $f$  1500 kan kiezen in plaats van een volledige verzekering. Echter, zowel het effect van antiselectie als het remgeldeffect is waarschijnlijk te groot geschat.

Voor de av tegen eigen betalingen als gevolg van een 'verplicht' eigen risico voor de basisverzekering kan de premie in beginsel zijn gebaseerd op de gemiddelde eigen betaling van 'alle' verzekerden (per onderscheiden risicogroep). Naar verwachting is zo'n premie echter niet kostendekkend. Vanwege zowel antiselectie als moral hazard en de interactie tussen beide zou de risicopremie hoger moeten zijn, wil zij overeenkomen met de verwachte ziektekosten voor de verzekeraar. Bovenop de risicopremie komt tot slot nog een premieopslag.

Door de av zullen moral hazard en antiselectie niet alleen optreden bij de av zelf, maar ook — en gemeten in absolute bedragen zelfs in versterkte mate — bij de basisverzekering met het 'verplichte' eigen risico. Afgevraagd kan worden of een verzekeraar de financiële gevolgen van deze effecten moet verhalen met de premie voor de av of met de premie voor de basisverzekering. Als het totale effect van moral hazard en antiselectie wordt verdisconteerd in de premie voor de av, dan moet de premie voor de av, wil zij kostendekkend zijn, hoger zijn dan het bedrag aan eigen risico (eigen risico's tot  $f$  1500). In theorie is er dan geen vraag naar zo'n av. Behalve door marktwerking kan een av tegen 'verplichte' eigen betalingen door de wetgever van de markt verdwijnen. Het moral-hazardeffect bij de basisverzekering kan een reden zijn waarom een overheid zo'n av zou kunnen verbieden.

De componenten die gebruikt zijn ter bepaling van de premiekorting bij een eigen risico zijn met verschillende onzekerheden omgeven. De *verwachte* eigen betaling (afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie) kent relatief erg weinig onzekerheid. Het remgeldeffect is gebaseerd op het RAND-experiment en met name bij een laag maximum aan eigen betaling is het de vraag of verzekerden niet sterker anticiperen op het bereiken van dit maximumbedrag. Bovendien wordt met de gebruikte methode bij eigen risico's tot  $f$  1000 vermoedelijk een te groot remgeldeffect voorspeld. Het effect van antiselectie is sterk afhankelijk van de mate waarin de premies risicogerelateerd zijn. Bovendien is dit effect gerelateerd aan de periode waarop de keuze betrekking heeft. Tot slot zijn de uitvoeringskosten voor een verzekeraar niet eenvoudig in het premiemodel op te nemen aangezien deze sterk afhangen van de omgeving waarin de verzekeraar opereert.

# Bijlage premiemodel

Het equivalentiebeginsel is een belangrijk uitgangspunt geweest bij de analyses in de vorige hoofdstukken. In de praktijk van de ziektekostenverzekeringen wordt aan dat beginsel evenwel niet voldaan. Afgevraagd kan worden of het bouwen van het premiemodel enkel en alleen van theoretisch belang is geweest — weliswaar met empirisch onderbouwde parameterschattingen — of dat de met het premiemodel berekende premiekortingen in overeenstemming zijn met de premiekortingen in de praktijk.

In deze bijlage worden eerst enkele beschouwingen gewijd aan de 'huidige' premies bij particuliere ziektekostenverzekeringen. Onder meer komt de in de praktijk gehanteerde premiekorting in geval van een eigen risico aan de orde. Vervolgens worden de gevolgen besproken van het al dan niet inkomensafhankelijk zijn van eigen risico's en bijbehorende premiekortingen.

## Particuliere ziektekostenverzekeringen

Bij het premiemodel is de premiekorting in geval van een eigen risico gebaseerd op de kostendeling, het remgeldeffect, de antiselectie en het effect op de premieopslag. Deze componenten zijn afzonderlijk en gezamenlijk beschouwd. Volgens het premiemodel zou bij een vrijwillig eigen risico van  $f$  1500 de gemiddelde premiekorting ongeveer  $f$  1500 per persoon bedragen. Dit houdt in dat de 'gemiddelde' verzekerde dan risicoloos een eigen risico van  $f$  1500 kan kiezen. Echter, zoals blijkt uit paragraaf 6.4 en subparagraaf 7.2.2 is zowel het effect van antiselectie als het remgeldeffect zeer waarschijnlijk overschat.

Particuliere ziektekostenverzekeraars zullen in geval van een eigen risico alleen het gezamenlijke effect op de gedeclareerde ziektekosten waarnemen. De premies (en premiekortingen) kunnen daarop gebaseerd zijn, maar ook andere factoren kunnen een rol spelen, bijvoorbeeld concurrentie, langetermijneffecten en het aantrekken van gunstige risico's voor andere verzekeringen (verzekeringspakketten). Vaak is naast de leeftijd de premie gerelateerd aan de gezinssamenstelling en woonplaats (met uitzondering van uitsluitingen en weigering). Leeftijd is echter niet de enige determinant van ziektekosten (zie hoofdstuk 3). Dit impliceert dat deze premies niet volledig op het equivalentiebeginsel zijn gebaseerd.

Uit een onderzoek onder 32 particuliere verzekeraars bleek dat circa drie kwart van hen in 1994 minimaal één polis aanbood waarbij de extra premiekorting hoger was dan de toename van het bedrag aan eigen risico (Van de Ven e.a., 1995, blz. 76). Dit fenomeen deed zich vooral voor bij oudere alleenstaanden en 'oudere' gezinnen. Bij één verzekeraar bedroeg de premiekorting zelfs  $f$  1972 bij een eigen

risico van  $f$  1000. Hogere premiekortingen dan het bedrag aan eigen risico kunnen niet alleen op de kostendeling zijn gebaseerd. In welke mate een hogere premiekorting dan de verwachte eigen betaling (kostendeling) wordt veroorzaakt door het remgeldeffect, de antiselectie, het effect op de premieopslag of door de marktomstandigheden, blijft onzeker.

Verzekeraars zullen in het algemeen niet moeilijk doen wanneer verzekerden het bedrag aan eigen risico willen verhogen. Daarentegen zal bij een verlaging in het algemeen aan bepaalde voorwaarden moeten zijn voldaan. Zo kan in de verzekeringsvoorwaarden zijn opgenomen dat een verlaging maar eenmalig mag, alleen op basis van een medische keuring en/of tot een bepaalde leeftijd. De bewering dat de keuze voor een (hoog) eigen risico een keuze voor het leven is, is gebaseerd op de laatstgenoemde voorwaarde. Op korte termijn kan voor jongeren/gezonde mensen zo'n keuze gunstig zijn, maar afgevraagd kan worden of dit ook geldt op lange termijn. Dit hangt van de premiestructuur af. Aangezien het fenomeen van een hogere premiekorting dan het bedrag aan eigen risico zich vooral voordeed bij ouderen, zouden juist zij gegarandeerd profiteren van een keuze voor een (hoog) eigen risico.

Samengevat kan worden geconcludeerd dat het premiemodel leidt tot de ogenschijnlijk merkwaardige uitkomst dat de premiekorting hoger kan zijn dan het bedrag aan eigen risico (korting ten opzichte van de premie voor de volledige verzekering). In de praktijk blijkt deze situatie ook voor te komen. Een volledige ziektekostenverzekering is dan feitelijk uit de markt geprijsd.

## Ziekenfondsverzekering

De inkomensafhankelijke ziekenfondspremie wordt gestort in de Algemene Kas van de Ziekenfondsraad. Vanuit deze Algemene Kas krijgen de ziekenfondsen normuitkeringen die in 1996 zijn gerelateerd aan leeftijd, geslacht, regio en arbeids(on)geschiktheid van de verzekerden.<sup>1</sup> Bovendien betalen ziekenfondsverzekerden een premie rechtstreeks aan het ziekenfonds. De Ziekenfondswet (1996) schrijft voor dat de premie per ziekenfonds uniform moet zijn. Bij de navolgende beschouwingen wordt met een uniforme premie bedoeld: een uniforme premie per ziekenfonds. Tussen de ziekenfondsen kan de uniforme premie verschillen. De normuitkering minus de rekenpremie, de 'gemiddelde' uniforme premie die ziekenfondsverzekerden betalen aan de zorgverzekeraars, dient zo goed mogelijk overeen te komen met het ingebrachte risico. Met normuitkeringen wordt beoogd selectie tegen te gaan.<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> Voor de normbedragen van 1997, zie Ziekenfondsraad (1997).

<sup>2</sup> Voor meer informatie over normuitkeringen of meer in het algemeen de financiering van zorgverzekeraars, zie bijvoorbeeld Van de Ven en Van Vliet (1993).

Invoering van eigen betalingen in de ziekenfondsverzekering gaat gepaard met een premiekorting. Bij de beschouwingen wordt uitgegaan van de introductie van een verplicht eigen risico. Afgevraagd kan worden welke inkomenseffecten dan naar verwachting optreden. Navolgend zullen de inkomensgevolgen van de vier elementaire combinaties van inkomens(on)afhankelijk eigen risico en dito premiekorting worden besproken. Eerst zal een inkomensafhankelijke premiekorting (premie aan verzekeraar) aan de orde komen als gevolg van een nominaal eigen risico. Vervolgens wordt stilgestaan bij een inkomensafhankelijke premiekorting, dat wil zeggen: een verlaging van het percentage van het inkomen van ziekenfondsverzekerden dat wordt gestort in de Algemene Kas van de Ziekenfondsraad. Daarna wordt een inkomensafhankelijk eigen risico besproken met een nominale premiekorting. Tot slot wordt een inkomensafhankelijk eigen risico en dito premiekorting behandeld.

### Nominaal eigen risico en dito premiekorting

De normuitkering plus de uniforme premie kan idealiter worden gezien als de premie die onder het equivalentiebeginsel tot stand zou komen. Als gevolg van de introductie van een verplicht eigen risico kan op grond van de *kostendeling* een premiekorting worden gegeven. Een verzekeraar kan deze premiekorting alleen geven als de normuitkeringen onveranderd blijven. Als ook de normuitkeringen vanwege de kostendeling zouden worden gereduceerd, zou het ziekenfonds naar verwachting twee keer zoveel inkomsten — normuitkering en premie — derven als dat de ziektekosten voor het ziekenfonds verminderen (kostendeling).

De Ziekenfondswet (1996) schrijft voor dat alle verzekerden van één ziekenfonds dezelfde nominale premie betalen. De premiekorting als gevolg van de introductie van een verplicht eigen risico moet dan ook uniform zijn. Dit heeft tot gevolg dat lage-risico verzekerden (gezonde mensen) gemiddeld een hogere premiekorting krijgen dan onder het equivalentiebeginsel op basis van de kostendeling is te verwachten (zie subparagraaf 3.3.2). Hoge-risico verzekerden (zorgbehoeftigen) zullen door de introductie van een eigen risico met een premiekorting gelijk aan de gemiddelde eigen betaling van 'alle' ziekenfondsverzekerden er naar verwachting financieel op achteruitgaan (afgezien van het remgeldeffect).

Onder het equivalentiebeginsel dient het *remgeldeffect* volledig ten goede te komen aan de verzekerde. Als de uniforme premie vanwege het remgeldeffect wordt verminderd profiteren lage-risico verzekerden van het grotere remgeldeffect dat bij hoge-risico verzekerden is te verwachten (zie subparagraaf 7.3.2).

De normuitkeringen dienen idealiter niet af te hangen van de *premieopslag* die een ziekenfonds moet hanteren. Inefficiënt werkende ziekenfondsen moeten dan een hogere uniforme premie vragen dan efficiënt werkende ziekenfondsen.

Bij een vrijwillig eigen risico kan *antiselectie* optreden. Een 'verplicht' eigen risico kan worden 'omgezet' in een vrijwillig eigen risico door middel van een vrijwillige aanvullende verzekering, afgezien van een wettelijk verbod op zo'n av. Indien de normuitkeringen niet afhangen van de keuze van ziekenfondsverzekerden

voor al dan niet zo'n av, zijn de ziekenfondsverzekerden die wel kiezen voor de av naar verwachting verliesgevend voor het ziekenfonds (zie paragraaf 7.3). De premie voor de av zou door antiselectie en moral hazard misschien hoger moeten zijn dan het bedrag aan eigen risico. Het is dan zeer de vraag of zo'n av op de markt blijft. De normuitkering voor de groep die voor zo'n av kiest zou door antiselectie hoger moeten zijn en vice versa. Echter, als de normuitkeringen zijn gebaseerd op 'voldoende' risicofactoren, treedt antiselectie vermoedelijk niet op (tabel 6.11).

Samengevat kan worden geconcludeerd dat bij een verplicht eigen risico met een uniforme premiekorting hoge-risico verzekerden er naar verwachting financieel op achteruitgaan, en omgekeerd (afgezien van het remgeldeffect). Antiselectie kan plaatsvinden bij een vrijwillige av tegen 'verplichte' eigen betalingen. Het is echter zeer reëel dat zo'n av door zowel antiselectie als moral hazard uit de markt wordt geprijsd.

#### Nominaal eigen risico en inkomensafhankelijke premiekorting

Bij een inkomensafhankelijke premiekorting in geval van een eigen risico krijgt de Ziekenfondsraad minder geld voor normuitkeringen. Deze moeten dan omlaag en kunnen dan gelijk zijn aan de verwachte ziektekosten voor een ziekenfonds — dat wil zeggen: rekening houdend met de kostendeling en het remgeldeffect — minus de rekenpremie.

Bij inkomensafhankelijke premiekortingen krijgen ziekenfondsverzekerden met hoge inkomens meer premiekorting dan ziekenfondsverzekerden met lage inkomens. Voor de eenvoud wordt voorondersteld dat de premiekorting een percentage van het inkomen is. Een inkomensafhankelijke premiekorting geeft minder inkomenssolidariteit tussen ziekenfondsverzekerden dan een nominale premiekorting. Naar verwachting is bij de lagere-inkomensgroepen zowel de *kostendeling* ('gemiddeld' minder gezond) als het *remgeldeffect* groter dan bij de hogere-inkomensgroepen. Ofwel, volgens het equivalentiebeginsel zouden juist ziekenfondsverzekerden met een laag inkomen een hogere premiekorting moeten ontvangen in geval van een eigen risico.

#### Inkomensafhankelijk eigen risico en nominale premiekorting

Bij een hoger eigen risico is de *kostendeling* eveneens hoger, *ceteris paribus*. Naarmate het eigen risico hoger wordt, neemt de toename in de kostendeling echter af (zie figuur 3.2). Verder is bij hetzelfde bedrag aan eigen risico naar verwachting de eigen betaling (afgezien van het remgeldeffect) bij ziekenfondsverzekerden met lage inkomens groter dan bij ziekenfondsverzekerden met hoge inkomens. Hierdoor is het per saldo niet duidelijk welke inkomensgroep op grond van de kostendeling profiteert van een dergelijke combinatie van eigen risico en premiekorting. Wel is duidelijk dat zorgbehoeftigen met een hoog inkomen er dan naar verwachting financieel op achteruitgaan en gezonde mensen met een laag inkomen in het algemeen zullen profiteren van zo'n maatregel.

Het *remgeldeffect* in geval van een inkomensafhankelijk eigen risico is enerzijds afhankelijk van de hoogte van het eigen risico en anderzijds van het inkomen. Het remgeldeffect is groter naarmate het bedrag aan eigen risico hoger is. Bij een uniforme premiekorting profiteren zodoende de lagere-inkomensgroepen van het grotere remgeldeffect bij de hogere-inkomensgroepen door het hogere eigen risico. Daarentegen is bij hetzelfde bedrag aan eigen risico het remgeldeffect bij de lagere-inkomensgroepen naar verwachting groter. Bij een uniforme premiekorting onder vinden zij daarom naar verwachting een financieel nadeel. Per saldo lijkt het effect van de hoogte van het eigen risico het sterkst (tabel 4.4).

Geconcludeerd kan worden dat het onduidelijk is welke inkomensgroepen profiteren van een inkomensafhankelijk eigen risico met een uniforme premiekorting die gebaseerd is op de kostendeling en het remgeldeffect. Binnen een inkomensgroep zullen de hoge-risico verzekerden ten opzichte van de lage-risico verzekerden er naar verwachting financieel op achteruitgaan vanwege de uniforme premiekorting.

### **Inkomensafhankelijk eigen risico en dito premiekorting**

Ten opzichte van een nominale premiekorting levert een inkomensafhankelijke premiekorting minder inkomenssolidariteit op. Op basis van de *kostendeling* krijgen ziekenfondsverzekerden met een laag inkomen bij een inkomensafhankelijk eigen risico 'te weinig' inkomensafhankelijke premiekorting. Voor het *remgeldeffect* geldt hetzelfde: naar verwachting is dit effect bij de lagere-inkomensgroepen groter dan de (inkomensafhankelijke) premiekorting op basis van dit effect.

### **Samenvatting en conclusie**

Als gevolg van de introductie van een eigen risico in de ziekenfondsverzekering kunnen ziekenfondsverzekerden een premiekorting ontvangen. Deze kan nominaal en/of inkomensafhankelijk zijn. De Ziekenfondswet (1996) schrijft voor dat de premie per ziekenfonds uniform moet zijn. De premiekorting moet dan eveneens uniform zijn. Het gevolg van een nominaal eigen risico met een uniforme premiekorting is dat zorgbehoeftigen er naar verwachting financieel op achteruitgaan en dat gezonde mensen profiteren van zo'n combinatie, omdat in het algemeen bij zorgbehoeftigen de eigen betaling hoger en het remgeldeffect groter is. Bij een inkomensafhankelijk eigen risico geldt binnen een inkomensgroep hetzelfde.

Een inkomensafhankelijke premiekorting levert minder inkomenssolidariteit op dan een nominale premiekorting. Bij de combinatie van een inkomensafhankelijk eigen risico en een uniforme premiekorting is het onduidelijk welke inkomensgroep profiteert. Bij de drie andere elementaire combinaties gaan de hogere-inkomensgroepen er naar verwachting financieel op vooruit.

Als een ziekenfonds een vrijwillige aanvullende verzekering (av) mag aanbieden tegen de 'verplichte' eigen betalingen, kan bij de av door antiselectie een premiespiraal ontstaan. Bovendien zorgt zo'n av voor antiselectie en moral hazard bij de basisverzekering met het 'verplichte' eigen risico. Het is daarom zeer reëel dat zo'n av uit de markt wordt geprijsd.

## **Deel II Wel of geen eigen betalingen?**

### **8 Naar een optimale verzekering**





# 8 Naar een optimale verzekering<sup>1</sup>

## 8.1 Inleiding

Dit hoofdstuk is gewijd aan een 'optimale' ziektekostenverzekering waarbij wordt uitgegaan van een premiestructuur volgens het equivalentiebeginsel. In de praktijk is aan dit beginsel niet voldaan. De huidige particuliere ziektekostenverzekeringsmarkt in Nederland kan dus geen antwoord geven op de vraag wat de 'optimale' ziektekostenverzekering is bij premies volgens het equivalentiebeginsel. Een particulier verzekerde heeft in principe mogelijkheden tot calculerend gedrag, ofwel: antiselectie is in de praktijk niet uitgesloten. Volgens het equivalentiebeginsel en bij afwezigheid van een consumenteninformatiesurplus is het verschil tussen de risicopremie en de verwachte ziektekosten die voor rekening komen van de verzekeraar geen factor die de keuze voor een ziektekostenverzekering beïnvloedt (dit verschil is dan voor alle polissen gelijk aan nul).

In paragraaf 8.2 wordt uiteengezet welke factoren een rol spelen bij de vraag naar verzekering. Een reductie van het financiële risico dat individuen lopen ten aanzien van ziektekosten is dan het enige voordeel dat door ziektekostenverzekering wordt verkregen. Individen die niet risicoavers zijn onttrekken geen enkel nut aan verzekering. Negatieve factoren met betrekking tot de vraag naar verzekering zijn de premieopslag en moral hazard.

Enkele theoretische modellen ten aanzien van 'optimale' verzekering worden besproken in paragraaf 8.3. Met deze modellen wordt gezocht naar het 'beste' compromis tussen enerzijds het financiële risico dat individuen lopen ten aanzien van ziektekosten en anderzijds de premieopslag die moet worden betaald in geval van verzekering vanwege onder andere uitvoeringskosten voor een verzekeraar. Het moral-hazardeffect is niet in de beschouwde theoretische modellen geïncorporeerd.

Op empirische wijze is invulling gegeven aan de 'optimale' verzekering waarbij de afweging is gemaakt tussen enerzijds risico en anderzijds moral hazard (paragraaf 8.4). De 'optimale' verzekering is gebaseerd op Amerikaanse schattingen voor de mate van risicoaversie en moral hazard. Vervolgens wordt in paragraaf 8.5 getracht de Amerikaanse 'optimale' verzekering te vertalen naar een voor Nederland 'optimale' ziektekostenverzekering met premies volgens het equivalentiebeginsel.

Tot slot wordt in paragraaf 8.6 aandacht besteed aan een 'optimale' 'sociale' ziektekostenverzekering. Aan de orde komen argumenten voor en tegen eigen betalingen in een 'sociale' ziektekostenverzekering.

---

<sup>1</sup> Gedeelten van dit hoofdstuk zijn gebaseerd op Bakker (1995b).

## 8.2 Relevante factoren voor de vraag naar verzekering

### 8.2.1 Inleiding

In deze paragraaf zullen enkele factoren worden belicht die van belang zijn bij de vraag naar verzekering, waarbij wordt uitgegaan van de situatie dat verzekeraars premies hanteren die volgens het equivalentiebeginsel tot stand zijn gekomen. Ten-einde bij zulke premies de toegang tot ziektekostenverzekering te garanderen, kunnen tegoedbonnen (vouchers) worden verleend aan mensen met een laag inkomen en/of een slechte gezondheid (Van de Ven e.a., 1996).

In de huidige (particuliere) verzekeringsmarkt is het voor de vraag naar verzekering essentieel dat er geen sprake is van een premiestructuur volgens het equivalentiebeginsel. Bij de vraag naar een particuliere ziektekostenverzekering is de mogelijkheid tot verandering van verzekering in een later stadium en de daarmee gepaard gaande premiewijziging van belang, bijvoorbeeld als verzekerden de stilzwijgende verlenging van de contractduur van een jaar willen doorbreken door het bedrag aan eigen risico te verlagen. Zo'n keuze zal door een verzekeraar veelal als een nieuwe aanmelding worden opgevat, hetgeen gepaard kan gaan met leeftijdstoelagen, uitsluitingen en/of weigering (acceptatiebeleid).

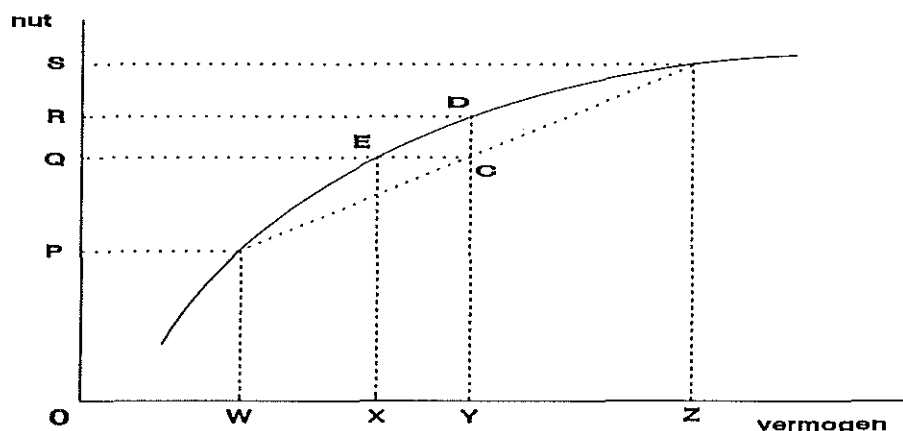
De factor die een positieve invloed heeft op de gevraagde hoeveelheid verzekering is risicoaversie (subparagraaf 8.2.2). De factoren die een negatief effect hebben op de vraag naar verzekering zijn de premieopslag (subparagraaf 8.2.3) en moral hazard (subparagraaf 8.2.4).

### 8.2.2 Risicoaversie

#### Theorie

Ziektekostenverzekering heeft tot doel een onzeker, mogelijk groot, potentieel verlies — de ziektekosten — te converteren in een zeker (klein) verlies, de premie. Zo'n conversie levert voor de consument een nutsvoordeel op indien elke extra eenheid verlies een steeds groter marginaal verlies in nut geeft (afnemend grensnut van inkomen). Indien dit verschijnsel optreedt, is er sprake van risicoaversie. De theorie van beslisdgedrag onder onzekerheid is gebaseerd op de axioma's van de nutstheorie van Von Neumann-Morgenstern. Verzekering levert een risicoavers individu — afgezien van premieopslag en moral hazard — een nutswinst op doordat een verzekering tegen een premie die gebaseerd is op de verwachte kosten meer nut oplevert dan geen verzekering.

In figuur 8.1 wordt de relatie tussen nut, onzekerheid en vermogen voor een risicoavers individu grafisch weergegeven. Bij afwezigheid van ziektekosten bevindt het risicoaverse individu zich in toestand Z. Kleine verliezen, bijvoorbeeld veroorzaakt door geringe ziektekosten vanwege consulten bij de huisarts, geven



Figuur 8.1 Relatie tussen nut, onzekerheid en vermogen voor een risicoavers individu

relatief weinig nutsverlies. Daarentegen veroorzaken grote verliezen, bijvoorbeeld de kosten verbonden aan een ziekenhuisopname, disproportioneel grote nutsverliezen. Stel dat de kans op een verlies ter grootte van  $WZ$  gelijk is aan een half. Zonder verzekering bevindt diegene zich met 50 procent kans op nutsniveau  $OP$  en met 50 procent kans op nutsniveau  $OS$ . De verwachte waarde van het nutsniveau is gelijk aan  $OQ$ . Door de aanschaf van een volledige verzekering tegen de risicopremie  $YZ$  ( $= \frac{1}{2}WZ$ ) komt de verzekerde met zekerheid uit op nutsniveau  $OR$ . De verzekering levert de consument een verwachte nutswinst op van  $R-Q$  ( $CD$ ). Afgezien van moral hazard is het individu bereid een premieopslag te betalen van maximaal  $Y-X$  ( $EC$ ). Immers, in dat geval is het nut van verzekeren gelijk aan het verwachte nut van niet verzekeren (zie ook subparagraaf 8.2.3 over premieopslag).

Samengevat kan worden gesteld dat de individuele beslissing om wel of niet te verzekeren met premies volgens het equivalentiebeginsel, afgezien van moral hazard en antiselectie, afhangt van: (1) de mate van risicoaversie, (2) de kans op schade, (3) de omvang van de schade, (4) het vermogen (inkomen) en toekomstige inkomsten en (5) de hoogte van de premieopslag.

Pratt (1964) heeft een maat geïntroduceerd voor de lokale risicoaversie (risicoaversie in een 'klein gebied'). Deze maat voor lokale risicoaversie is  $r(x) = -u''(x)/u'(x)$ , met  $u(x)$  een nutsfunctie. De functie  $r(x)$  geeft aan hoe risicoavers iemand is als functie van diens financiële positie. Voor deze maatstaf geldt dat  $r(x)$  hoger is naarmate het individu risicoaverser is.

Pratt's maatstaf voor risicoaversie is gebaseerd op de maximale premieopslag die mensen bereid zijn te betalen voor risico  $z$  met verwachte waarde 0 en een kleine variantie ( $\sigma_z^2$ ). Bij verzekeringen met eigen risico's kan risico  $z$  worden opgevat als het risico dat men zelf draagt (het eigen risico). De verwachte waarde van dit risico — afgezien van moral hazard — is de premiekorting ten opzichte van een volledige verzekering minus de verwachte eigen betaling, hetgeen onder equivalentie gelijk is

aan nul. De variantie van risico  $z$  is gelijk aan de variantie van de eigen betaling.

De premieopslag waarbij individuen indifferent zijn het (eigen) risico al dan niet te verzekeren is gelijk aan  $\frac{1}{2} \cdot \sigma_z^2 \cdot r(x)$  indien hogere momenten dan het tweede centrale moment worden verwaarloosd.<sup>2</sup> Met andere woorden:  $r(x)$  is de maximale premieopslag die iemand bereid is te betalen per halve eenheid  $\sigma_z^2$ . Ofwel, de maximale premieopslag neemt toe naarmate de variantie van de eigen betaling groter is.

Een nadeel van deze maat voor risicoaversie (i.e. minus de tweede afgeleide gedeeld door de eerste afgeleide van de nutsfunctie) is dat de meeteenheid één gedeeld door de gehanteerde (munt)eenheid is. Hierdoor is de maat  $r(x)$  gevoelig voor kostenveranderingen zoals inflatie en de (munt)eenheid waarin wordt gemeten.

Een belangrijke kanttekening bij Pratt's maatstaf voor risicoaversie is dat als een eigen betaling in een bepaalde periode geringer is dan de verwachte eigen betaling in die zelfde periode dit toch een bijdrage levert aan de 'kosten' van risico. De uitkomst 'geen eigen betaling' levert bijvoorbeeld een positieve bijdrage aan de variantie van de eigen betaling en dientengevolge aan de 'kosten' van risico. Waarschijnlijk zullen veel mensen zo'n uitkomst juist als positief ervaren.

Een variant met betrekking tot de 'kosten' van risico is om  $\sigma_z^2$  te gebruiken in plaats van de variantie van de eigen betaling, dat wil zeggen: alleen de positieve verschillen tussen de eigen betaling en de verwachte eigen betaling worden meegenomen in de berekening van de variantie (en in de 'kosten' van risico). Bij een symmetrische verdeling van de eigen betaling komt deze variant op hetzelfde neer (het verschil is een factor 2). Het is echter onwaarschijnlijk dat deze verdeling symmetrisch is (zie subparagraaf 3.2.2). Analoog kan  $\sigma_z^2$  worden beschouwd als een component van de 'opbrengst' van risico.

Een andere mogelijke maat voor de 'kosten' van risico is een functie van de maximale financiële achteruitgang (maximum aan eigen betaling minus premiekorting). Deze maatstaf kan worden gezien in combinatie met een functie van de maximale financiële vooruitgang (premiëkorting), hetgeen als een component van de 'opbrengst' van risico kan worden beschouwd.

### Empirie

Slechts drie onderzoeken zijn bekend naar Pratt's maatstaf voor risicoaversie met betrekking tot ziektekosten en verzekeringen met een vorm van eigen betaling. In Nederland hebben Van de Ven en Van Praag (1981a) empirisch onderzoek gedaan naar de mate van risicoaversie. Zij kozen een nutsfunctie die een constante mate van risicoaversie geeft (een  $r(x)$  onafhankelijk van  $x$ ). Met de door Pratt ontwikkelde maatstaf voor risicoaversie kwamen zij met data van 1976 en kosten in guldens uit op een schatting van  $r=0,0067$  (gemiddeld) en  $r=0,0048$  (mediaan). Deze

<sup>2</sup> Feldman en Dowd (1991b) merkten op dat schattingen van de kosten van risico die mede gebaseerd zijn op het derde en vierde moment gevoelig zijn voor extreme waarden. Zij kwamen tot de conclusie dat zo'n correctie noch groot noch robuust is.

uitkomsten suggereren een hoge mate van risicoaversie.<sup>3</sup> Verder bleek dat de mate van risicoaversie afneemt naarmate het inkomen hoger is en naargelang het gezin groter is.

De twee andere onderzoeken naar risicoaversie met Pratt's maatstaf betreft Amerikaans onderzoek van Friedman (1974) en Marquis en Holmer (1985). Friedman kwam met het criterium van Pratt uit op een risicoaversie van 0,0026, gemeten met gegevens van 1968 (dollars). Met gegevens ontleend aan het RAND-experiment stelden Marquis en Holmer een risicoaversie van 0,00113 vast (dollars van 1982). Na correctie voor inflatie komt de 1982-schatting voor Pratt's maatstaf voor risicoaversie van het onderzoek van Friedman uit op 0,00094 (Marquis en Holmer, 1985, blz. 42).

De nutstheorie gebaseerd op de axioma's van Von Neumann-Morgenstern heeft de analyses betreffend het maken van beslissingen onder onzekerheid lang gedomineerd (Machina, 1987). Kahneman en Tversky (1979) introduceerden een alternatieve theorie, namelijk prospecttheorie. Prospecttheorie is gebaseerd op de keuze uit twee alternatieven (prospecten) met onzekere uitkomsten. Aan de hand van empirisch onderzoek naar beslissingen onder onzekerheid kwamen zij tot de conclusie dat bij keuzen met betrekking tot zekere winsten — dat wil zeggen: een keuze uit twee alternatieven met voor beide alternatieven altijd een winst — risicomijdend gedrag kon worden waargenomen, terwijl risicozoekend gedrag te zien was bij keuzen met betrekking tot zekere verliezen. Voor winsten is de waarderingsfunctie in het algemeen concaaf (risicomijdend) en voor verliezen is de waarderingsfunctie veelal convex (risicozoekend). Bovendien is de waarderingsfunctie in het algemeen steiler voor verliezen dan voor winsten. Het overwaarden van kleine kansen kan een verklaring zijn voor de aantrekkelijkheid van zowel verzekering (kans op verlies) als gokken (kans op winst).

Een theoretisch model beschrijft hoe individuen naar verwachting kiezen, maar het is eveneens van belang te beschrijven hoe individuen in werkelijkheid hun keuze maken (empirie). Volgens Thaler (1980) hebben individuen met betrekking tot de gezondheidszorg een voorkeur om niet te kiezen. Veel individuen vinden afwegingen tussen het gebruik van gezondheidszorg en de daaraan verbonden kosten, weerzinwekkend. Met name geldt dit wanneer zo'n afweging voor iemand anders moet worden gemaakt, bijvoorbeeld voor een kind. Verzekerden met een

---

<sup>3</sup> Ter illustratie het volgende voorbeeld (ontleend aan Van de Ven en Van Praag). In geval van een eigen risico van  $f$  1000 moet een individu met een kans van 0,2 op een eigen betaling van  $f$  1000 (ziekenhuisopname), een kans van 0,5 op een eigen betaling van  $f$  400 (niet-klinische hulp) en een kans van 0,3 op geen ziektekosten, naar verwachting  $f$  400 zelf betalen. De premiekorting ten opzichte van een volledige verzekering is dan gelijk aan  $f$  400 (afgezien van het remgeldeffect en de premieopslag). Een individu met een risicoaversie van 0,0050 (Pratt's maatstaf) en bovengenoemd schadeprofiel is bij een eigen risico van  $f$  1000 met een premiekorting van  $f$  700 indifferent ten opzichte van een volledige verzekering. Een dusdanige premiekorting is  $f$  300 hoger dan de premiekorting onder het equivalentiebeginsel (afgezien van het remgeldeffect en de premieopslag). Een individu met een risicoaversie van 0,0010 zou in het bovenstaande voorbeeld met een premiekorting van  $f$  460 indifferent zijn.

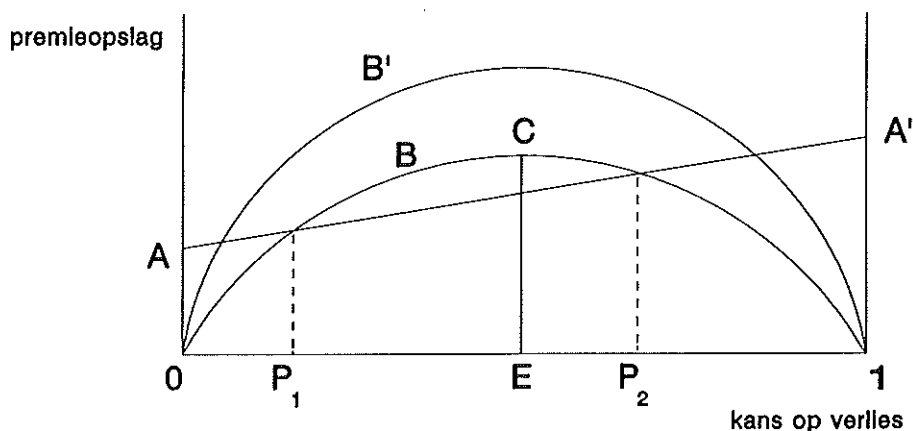
polis met een hoog bedrag aan eigen risico zullen zulke afwegingen in geval van ziekte vaak moeten maken en dat tegen aanzienlijke psychische kosten. Volgens Thaler kan dit een reden zijn waarom mensen een volledige ziektekostenverzekering afsluiten.

Samengevat kan worden gesteld dat zeer weinig empirisch onderzoek bekend is naar de mate van risicoaversie met betrekking tot ziektekosten. Het Nederlandse onderzoek van Van de Ven en Van Praag geeft een indicatie van een hoge mate van risicoaversie.

### 8.2.3 Premieopslag

Volgens het equivalentiebeginsel is de risicopremie gebaseerd op de verwachte ziektekosten voor een verzekeraar. Een verzekeraar zal tevens een vergoeding willen hebben voor de kosten die de uitvoering van een verzekeringsbedrijf met zich meebrengt (hoofdstuk 5).

In figuur 8.2 is een theoretische relatie weergegeven tussen de kans op verlies en de bereidheid tot betaling van de premieopslag (Lees en Rice, 1965; Boland, 1965).  $AA'$  is de premieopslagfunctie met  $A$  gelijk aan de vaste uitvoeringskosten. De hellingshoek van deze functie is afhankelijk van de variabele uitvoeringskosten. Booglijn  $B$  geeft aan hoeveel dit individu, gegeven zijn mate van risicoaversie, bereid is te betalen voor een verzekering tegen dit risico boven de risicopremie. Zowel bij een zeer kleine kans op een bepaalde gebeurtenis als bij een zeer grote kans is de bereidheid tot het betalen van de premieopslag gering. Bij booglijn  $B$  boekt het individu tussen  $P_1$  en  $P_2$  naar verwachting een nutswinst wanneer de verzekering wordt afgesloten. De premieopslag is dan lager dan de 'kosten' van



Figuur 8.2 Theoretische bereidheid tot betaling van de premieopslag in relatie tot de kans op verlies

risico. Booglijn  $B'$  geeft de bereidheid tot betaling van de premieopslag weer voor een individu met een grotere mate van risicoaversie voor hetzelfde verlies, of voor hetzelfde individu maar voor een groter onzeker verlies. Het lijnstuk  $EC$  representeert de maximale premieopslag die een individu bereid is te betalen en komt overeen met lijnstuk  $EC$  van figuur 8.1.

Samengevat kan worden geconcludeerd dat de premieopslag een negatief effect heeft op de vraag naar verzekering.

### 8.2.4 Welvaartsverlies als gevolg van moral hazard

Door ziektekostenverzekering wordt de directe prijs van zorg gereduceerd. Deze prijsverlaging betalen de verzekerden zelf, vooraf, in de vorm van premie. Dit prijseffect heeft invloed op de vraag naar zorg (hoofdstuk 4). Het prijseffect kan worden gesplitst in twee gedeelten: het substitutie-effect en het inkomenseffect. Het substitutie-effect houdt in dat door ziektekostenverzekering relatief meer en/of duurdere zorg wordt gebruikt en relatief minder andere goederen worden gekocht. Het inkomenseffect houdt in dat door de prijsverlaging van zorg het reële inkomen stijgt waardoor in het algemeen meer goederen kunnen worden gekocht. Vanzelfsprekend staat tegenover het inkomenseffect het effect van de kosten van de verzekering: de premie.

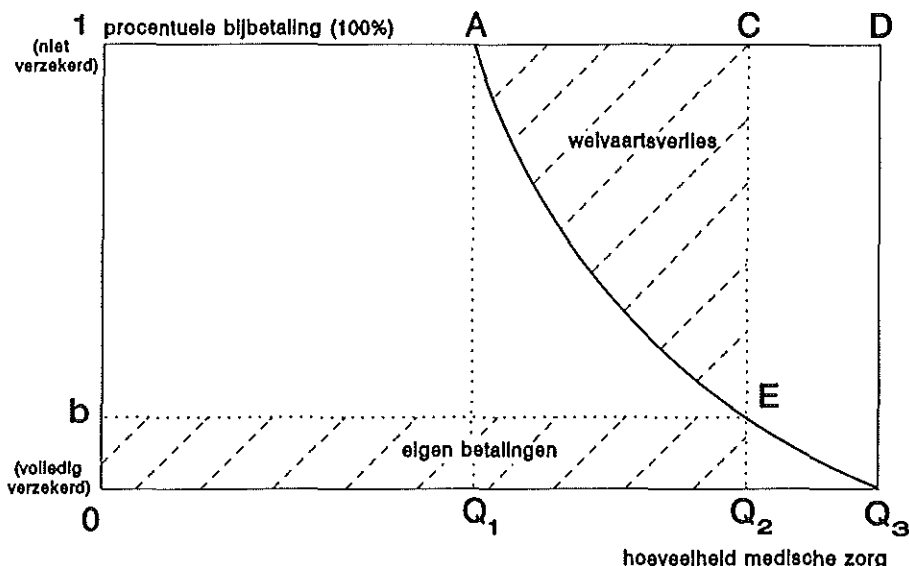
Stel dat een consument in geval van een bijbetaling van 50,0 procent van de kosten wel bepaalde zorg zou gebruiken maar bij een bijbetaling van 50,1 procent niet. De waarde die aan deze zorg wordt ontleend bedraagt voor zo'n consument 50 procent van de kosten. Deze zorg wordt door de consument lager gewaardeerd dan de kostprijs waardoor deze extra consumptie, die is geïnitieerd door verzekering, een welvaartsverlies met zich meebrengt. Met andere woorden: de samenleving is een bedrag van  $fX$  kwijt om deze zorg te kunnen produceren, terwijl deze zorg door het individu wordt gewaardeerd voor slechts  $f\frac{1}{2}X$  (afgezien van externe effecten).

Zonder ziektekostenverzekering zouden individuen minder geld spenderen aan gezondheidszorg en meer aan andere goederen. Bij geen verzekering hebben zij een volledige vrijheid wat betreft de besteding van hun geld, terwijl zij in geval van ziektekostenverzekering 'moreel' gedwongen worden meer en duurdere gezondheidszorg te gebruiken met als gevolg dat zij minder geld kunnen spenderen aan andere goederen.

In figuur 8.3 is een theoretische relatie weergegeven tussen de vraag naar gezondheidszorg en de prijs voor een consument, waarbij is uitgegaan van een prijselastische vraag.  $AEQ_1$  is de vraagcurve gegeven iemands gezondheidstoestand. Zonder ziektekostenverzekering wordt een hoeveelheid  $Q_1$  zorg geconsumeerd. De

---

<sup>4</sup> In de betekenis van Pauly (1968), zie hoofdstuk 4.



Figuur 8.3 Theoretische relatie tussen gevraagde zorg, eigen betalingen en welvaartsverlies bij een procentuele bijbetaling

waarde van deze zorg is voor de consument gelijk aan de eigen betaling.<sup>5</sup> Per definitie treedt er dan geen welvaartsverlies op door moral hazard. In geval van een volledige verzekering wordt een hoeveelheid zorg  $Q_3$  geconsumeerd. Het welvaartsverlies als gevolg van moral hazard is dan maximaal: oppervlakte  $ADQ_3$ . Voor een rationeel handelend individu geldt dat voor de 'laatste' eenheid zorg de marginale kosten gelijk zijn aan de marginale opbrengst; bij een volledige verzekering zijn beide gelijk aan nul.

In geval van een bijbetaling van  $b \cdot 100\%$  is de gevraagde hoeveelheid zorg gelijk aan  $Q_2$ . De rechthoek  $ObEQ_2$  geeft de verwachte eigen betaling weer voor een individu met deze polis en vraagcurve. De gearceerde oppervlakte  $ACE$  geeft het welvaartsverlies aan als gevolg van de meerconsumptie van gezondheidszorg door een verzekering met een bijbetaling van  $b \cdot 100\%$  ten opzichte van geen verzekering. In plaats van geld in de vorm van premie te besteden aan de verwachte hoeveelheid zorg  $Q_2 - Q_1$  zou het geld aan andere goederen nuttiger besteed zijn geweest (afgezien van risicoaversie). De waarde van zorg bij een bijbetaling van  $b \cdot 100\%$  is gelijk aan de oppervlakte  $OIAEQ_2$ . De waarde van de *extra* zorg vanwege de

<sup>5</sup> Hierbij wordt afgezien van het consumentensurplus. Dit komt overeen met de oppervlakte links van de vraagcurve en boven een bijbetaling van 100 procent. De 'eerste' eenheden zorg krijgt de consument tegen kostprijs, terwijl de consument deze zorg ook voor meer dan de kostprijs zou hebben gekocht. Aangezien dit consumentensurplus niet afhangt van de 'hoeveelheid' verzekering, heeft het geen invloed op de 'optimale' verzekering.



procentuele bijbetaling ten opzichte van de situatie zonder verzekering is voor de verzekerde gelijk aan oppervlakte  $Q_1AEQ_2$ , terwijl deze zorg voor de maatschappij kosten met zich meebrengt ter grootte van oppervlakte  $Q_1ACQ_2$ .

Voor meer verhandelingen over het welvaartsverlies door moral hazard, zie bijvoorbeeld Zeckhauser (1970; een 'case study') en Newhouse (1992). Feldman en Dowd (1991b) kwamen uit op een welvaartsverlies in de Verenigde Staten van tussen de 33,4 en 109,3 miljard dollar in 1984. Verder hebben onder anderen Feldstein (1973), Feldstein en Friedman (1977), Rice (1992), Peele (1993) en Feldman (1994) een schatting gemaakt van dit welvaartsverlies.

### 8.2.5 Samenvatting

In deze paragraaf zijn drie factoren besproken die van belang zijn voor de vraag naar verzekering met premies volgens het equivalentiebeginsel. De reden waarom mensen zich in het algemeen willen verzekeren is risicoaversie (eerste factor). Risicoaverse individuen zijn bereid een onzeker, mogelijk groot, potentieel verlies met verwachte waarde  $X$  te ruilen voor een verzekering tegen een zeker (klein) verlies, namelijk de premie voor een verzekering ter grootte van meer dan  $X$ . Ten tweede is de relatie tussen de premieopslag en de vraag naar verzekering besproken. De premieopslag heeft een negatief effect op de vraag naar verzekering. Als derde relevante factor met betrekking tot de vraag naar verzekering is het moral-hazardeffect beschouwd (meerconsumptie als gevolg van verzekering). Zorg die zonder verzekering niet, maar in geval van verzekering wel wordt genuttigd, waardeert een consument lager dan de kostprijs. Een volledige verzekering levert dan minder nut op dan wanneer wordt afgezien van verzekering en het bedrag aan premie aan andere goederen wordt besteed, afgezien van risicoaversie.

In paragraaf 8.3 zal de 'optimale' hoeveelheid verzekering met premies volgens het equivalentiebeginsel worden beschreven met theoretische modellen. In paragraaf 8.4 wordt verslag gedaan van empirisch onderzoek naar de 'optimale' ziektekostenverzekering, waarbij een afweging wordt gemaakt tussen enerzijds risicoaversie en anderzijds moral hazard.

## 8.3 Theoretische modellen

De afgelopen decennia zijn veel theoretische artikelen verschenen over 'optimale' verzekering.<sup>6</sup> Met theoretische modellen wordt een afweging gemaakt tussen ener-

---

<sup>6</sup> Zie onder anderen: Arrow (1963, 1974, 1976), Borch (1960, 1966, 1975), Demers en Demers (1991), Eeckhoudt, Gollier en Schlesinger (1991), Ehrlich en Becker (1972), Gould (1969), Mossin (1968), Pashigian, Schkade en Menefee (1966), Raviv (1979), Schlesinger (1981) en Smith (1968).

zijds de mate van risicoaversie (positief effect op de vraag naar verzekering) en anderzijds de premieopslag (negatief effect). Het moral-hazardeffect is niet geïncorporeerd in deze modellen. Alleen bij een prijsinelastische vraag zijn de in deze paragraaf gepresenteerde modellen relevant. Het nut van deze modellen is dan ook beperkt omdat deze vooronderstelling niet realistisch is (hoofdstuk 4).

Bij de beschouwde modellen aangaande 'optimale' verzekering zijn enkele vooronderstellingen noodzakelijk. Zo wordt er geen rekening gehouden met externe effecten, zoals altruïstische preferenties, en wordt ervan uitgegaan dat iedereen de gevraagde zorg zelf zou kunnen betalen. Verder wordt aangenomen dat de premie-structuur volgens het equivalentiebeginsel dusdanig is dat antiselectie niet optreedt: consumenten beschikken ten opzichte van verzekeraars niet over extra informatie die van belang is met betrekking tot de keuze voor een ziektekostenverzekering.

Arrow (1963) heeft theoretisch de 'optimale' individuele verzekering afgeleid onder de vooronderstellingen dat de verzekeraar een premieopslag hanteert die proportioneel is aan de verwachte schade en dat de koper risicoavers en de verzekeraar niet risicoavers is. Langs analytische weg is afgeleid dat de optimale verzekering dan de vorm heeft van een verzekering met een eigen risico (aan de voet). Deze uitkomst komt tot stand doordat voor een risicoavers individu verzekering van potentiële kleine verliezen weinig nut oplevert terwijl verzekering van potentiële grote verliezen veel nut oplevert (zie figuur 8.1).

De 'optimale' verzekering is een verzekering met een procentuele bijbetaling onder de vooronderstelling dat bij afwezigheid van een premieopslag ook de verzekeraar risicoavers is. Het risico van verlies wordt, afhankelijk van de mate van risicoaversie, gedeeld door de verzekeraar en de verzekerde.

Raviv (1979) heeft afgeleid dat een constante premieopslag een noodzakelijke en voldoende voorwaarde is voor een 'optimaal' eigen risico gelijk aan nul (met de vooronderstelling van een risicoaverse koper). Dit geldt als in termen van nut de risicoaversie groter is dan de constante premieopslag. Wanneer in termen van nut de risicoaversie geringer is dan de constante premieopslag, zal geen verzekering worden gekocht. Een constante premieopslag geeft dus een van beide extreme uitkomsten.

Verder heeft Raviv de 'optimale' verzekering afgeleid in geval van een proportionele premieopslag met zowel een risicoaverse verzekeraar als een risicoaverse verzekerde. In dat geval heeft de 'optimale' verzekering een eigen risico aan de voet gevolgd door een procentuele bijbetaling. Het eigen risico komt voort uit de proportionele premieopslag en de procentuele bijbetaling is het gevolg van risicoaversie van de verzekeraar.

Samengevat kan worden geconcludeerd dat theoretische modellen een 'optimale' verzekering opleveren met een vorm van eigen betaling (uitgaande van een proportionele premieopslag en/of een risicoaverse koper, en afgezien van moral hazard).

## 8.4 Empirisch onderzoek

### 8.4.1 Risicoaversie versus moral hazard

Economische theorie wijst uit dat een 'optimale' verzekering een afweging is tussen enerzijds de nutswinst als gevolg van risico-overdracht (verzekering) en anderzijds het nutsverlies door de gebruikelijke premieopslag en de meerconsumptie als gevolg van verzekering (moral-hazardeffect). De vooronderstellingen zijn — naast die genoemd zijn bij de theoretische modellen — dat de zorg wordt aangeboden tegen een prijs gelijk aan de kosten voor de samenleving om de zorg te produceren en dat consumenten goed geïnformeerd zijn over de baten van medische behandelingen (consumentensoevereiniteit). Verder wordt aangenomen dat zorgaanbieders geen vraag naar zorg induceren.

Bij een *volledige verzekering* is het welvaartsverlies als gevolg van moral hazard maximaal (figuur 8.3, oppervlakte  $ADQ_3$ ) en zijn de 'kosten' van risico voor de verzekerde nul. Het andere uiterste is *geen verzekering*: dan is moral hazard afwezig maar zijn de 'kosten' van risico hoog. Buchanan e.a. (1991) hebben een simulatiemodel opgesteld dat gebaseerd is op het aantal ziektekostenepisoden en de ziektekosten per gegenereerde ziektekostenepisode bij de verschillende polissen die gehanteerd zijn bij het RAND-experiment (paragraaf 4.5). Om te komen tot de 'beste' polis is een afweging gemaakt tussen enerzijds de totale ziektekosten per persoon en de 'kosten' van risico (het minimaliseren van de kosten) en anderzijds de waarde van zorg (het maximaliseren van de opbrengst). Met het simulatiemodel zijn de volgende vormen van eigen betaling beschouwd: een eigen risico, een procentuele bijbetaling en een combinatie van beide.

In tabel 8.1 zijn de gesimuleerde ziektekosten per persoon vermeld voor de verschillende verzekeringspolissen. De eerste drie kolommen geven aan welke vorm van eigen betaling de verzekeringspolis heeft; kolom A heeft betrekking op het bedrag aan eigen risico, kolom B op het percentage bijbetaling en kolom C op het maximum aan eigen betaling. De kolommen D (totale ziektekosten per persoon), E (verwachte eigen betaling) en F (waarde van zorg) komen voort uit het simulatiemodel. De risicopremie is het verschil tussen kolom D en kolom E. De waarde van zorg is gelijk aan de kosten van zorg minus het welvaartsverlies door moral hazard; in figuur 8.3 komt in geval van een bijbetaling van  $b \cdot 100\%$  de waarde van zorg overeen met oppervlakte  $OIAEQ_2$ . De nutswinst door verzekering komt tot uiting in kolom G: de 'kosten' van risico. Deze kosten zijn  $0,5 \cdot r(x) \cdot (\text{variantie van de eigen betaling})$ . De variantie van de eigen betaling is verkregen met het simulatiemodel. De mate van risicoaversie ( $r(x)$ ) is een exogene factor. Als schatting voor Pratt's maatstaf voor risicoaversie is 0,0010 genomen. Deze schatting is afkomstig uit het onderzoek van Marquis en Holmer (1986). De 'beste' polis is die waarvoor de waarde van kolom H minimaal is (kolom H = kolom D (kosten) + kolom G (kosten) - kolom F (opbrengst)).

Een volledige verzekering is niet de 'beste' polis vanwege het moral-hazard-effect. De gemiddelde ziektekosten zijn in dat geval gelijk aan \$ 860 per persoon. Bij een polis met een eigen risico van 200 dollar zijn de verwachte ziektekosten \$ 659 en is de verwachte eigen betaling \$ 112. De 'kosten' van het risico voor de verzekerde vanwege het eigen risico zijn bij deze verzekering nog zeer gering, zodat een flinke welvaartswinst resulteert (\$ 265 minus \$ 107 is \$ 158). De optie 'geen verzekering' is niet optimaal vanwege de hoge 'kosten' van risico; deze

Tabel 8.1 Resultaten van het simulatiemodel: de effecten van verschillende polissen (kolommen A, B en C) op de kosten en waarde van zorg op persoonsniveau (in dollars van 1983)

eigen risico (d)	percentage bijbetaling (b.100)	maximale eigen betaling	verwachte ziektekosten per persoon	verwachte eigen betaling	waarde van zorg <sup>1</sup>	kosten van risico <sup>2</sup>	welvaarts- verlies <sup>3</sup>
A	B	C	D	E	F	G	H=D-F+G
0	0	0	860	0	595	0	265
100	0	100	696	68	562	1	135
200	0	200	659	112	555	3	107
500	0	500	626	186	548	17	95
1000	0	1000	529	243	505	49	73
0	25	500	701	108	585	10	126
0	25	1000	650	126	581	24	93
0	25	2000	644	143	581	47	110
0	25	-	641	160	581	107	167
100	25	1000	557	154	528	22	51
200	25	1000	536	180	516	25	45
300	25	1000	529	199	510	29	48
0	50	500	666	149	574	14	106
0	50	1000	601	185	563	36	74
0	50	2000	592	227	562	88	118
0	50	-	585	292	561	409	433
100	50	1000	543	197	522	35	56
200	50	1000	531	211	512	37	56
300	50	1000	526	221	508	39	57
geen verzekering			494	494	494	1472	1472

<sup>1</sup> Bij 'geen verzekering' is de verleende zorg gewaardeerd tegen de eigen betalingen. De waarde van zorg bij de andere polissen is bepaald als de kosten van de zorg minus het welvaartsverlies (zie figuur 8.3), afgezien van externe effecten.

<sup>2</sup> Kosten van risico zijn  $0,5 \cdot r(x)$  (variantie van de eigen betaling), met  $r(x)$  de maatstaf voor risicoaversie van Pratt ( $r(x)=0,0010$ ). De kosten van risico komen overeen met de premieopslag die men maximaal bereid is te betalen boven de risicopremie voor de aanvullende verzekering die de eigen betalingen vergoedt.

<sup>3</sup> Totale ziektekosten minus waarde van zorg plus 'kosten' van risico.

keuze geeft een welvaartsverlies vanwege de 'kosten' van risico van \$ 1472. Een ziektekostenverzekering geeft dus een aanmerkelijke welvaartswinst.

Op grond van het simulatiemodel blijken de 'beste' verzekeringspolissen — van de beschouwde — een eigen risico te hebben, gevolgd door een 25%-bijbetaling tot een maximum aan eigen betaling van 1000 dollar. Zulke polissen combineren de 'prikkel' van een eigen risico en een procentuele bijbetaling aangaande de vraag naar zorg, terwijl de 'kosten' van risico beperkt blijven.

Het interessante van deze 'optimale' uitkomst is dat in de Verenigde Staten veel werknemers door hun werkgever een ziektekostenverzekering wordt aangeboden die qua structuur overeenkomt met de 'optimale' ziektekostenverzekeringsspolis. Wellicht is verzekeringstheorie niet geheel speculatief (Buchanan e.a., 1991).

Met het simulatiemodel wordt overigens geen rekening gehouden met een premieopslag. Keeler e.a. (1988, blz. 93) gaven aan waarom is afgezien van het opnemen van een premieopslag in de analyse met betrekking tot 'optimale' ziektekostenverzekering. Wanneer als uitgangspunt wordt genomen dat mensen een ziektekostenverzekering willen hebben, hetgeen niet onredelijk is te vooronderstellen (zie bij tabel 8.1 de 'kosten van risico' bij geen verzekering), dan kan bij de afweging met betrekking tot de 'optimale' ziektekostenverzekering de optie 'geen verzekering' buiten beschouwing worden gelaten. Het welvaartsverlies door de vaste premieopslag is voor alle verzekeringen gelijk, zodat hiervan kan worden afgezien. Het voordeel is dat in dit geval slechts de marginale kosten die voortkomen uit de marginale toename van de uitvoeringskosten voor een verzekeringsmaatschappij als gevolg van meer verzekering in ogenschouw moeten worden genomen (restitutiestelsel). Deze additionele kosten zijn gering vergeleken met de kosten vanwege moral hazard. Derhalve is de premieopslag niet in de analyse meegenomen. Samengevat: de vaste premieopslag is, bij de vooronderstelling dat de optie 'geen verzekering' niet optimaal is, niet van belang voor de 'optimale' verzekering en de proportionele premieopslag wordt bij de analyses verwaarloosd.

Op grond van deze resultaten zou kunnen worden geconcludeerd dat voor de meerderheid van de bevolking een vorm van (hoge) eigen betaling aan de voet welvaartstheoretisch 'optimaal' is. Voor de zes procent deelnemers van het RAND-experiment met zowel een slechte gezondheid als een laag inkomen geldt deze conclusie vermoedelijk niet omdat voor hen een volledige ziektekostenverzekering leidde tot een meetbaar gezondheidsvoordeel. Een belangrijke vraag is hoe realistisch de bij de 'optimale' ziektekostenverzekering gemaakte assumptie van consumentensovereiniteit is.

De meeste deelnemers van het RAND-experiment hadden een andere opinie over het 'optimale' maximum aan eigen betaling (Marquis en Phelps, 1987). Door middel van vragenlijsten gaf 40 procent van de deelnemers te kennen dat zij een volledige aanvullende verzekering hadden willen kopen. Verder zou 77 procent van de deelnemers in ieder geval enige aanvullende verzekering gehad willen hebben (Newhouse e.a., 1993, blz. 360). De premie voor deze aanvullende verzekeringen was gebaseerd op de gemiddelde ziektekosten met een premieopslag van 15

procent. Bij deze uitkomsten moeten in ieder geval twee opmerkingen worden gemaakt. Ten eerste is bij de premie voor de aanvullende verzekering (av) uitgegaan van gemiddelde ziektekosten (dus geen equivalentie). In het geval dat de premie is gebaseerd op de gemiddelde ziektekosten plus een premieopslag van 15 procent zou ongeveer 40 procent van de deelnemers door de av er financieel op vooruitgaan, dit ongeacht risicoaversie. Ten tweede zijn de vragen retrospectief gesteld. Achteraf is eenvoudig te bepalen of zo'n av winst of verlies zou hebben opgeleverd.

Tot slot vier kanttekeningen ten aanzien van 'optimale' ziektekostenverzekering. Ten eerste, wanneer het welvaartsverlies door de premieopslag wel in de berekeningen zou zijn meegenomen, zou dit tot een 'optimale' ziektekostenverzekering hebben geleid met een hoger maximum aan eigen betaling (restitutiestelsel). In een naturastelsel is het 'optimale' maximum aan eigen betaling dan afhankelijk van de mate waarin het remgeldeffect zorgt voor een vermindering van de uitvoeringskosten voor een verzekeraar ten opzichte van de extra uitvoeringskosten vanwege de kostendeling. Een tweede kanttekening betreft het bereik van de maximale omvang van de eigen betaling bij het simulatiemodel ('Maximum Dollar Expenditure', MDE). Afgevraagd kan worden of consumptiepatronen mogen worden geëxtrapoleerd naar MDEs van 100 dollar en nog lager. Als derde punt kunnen de gehanteerde 'kosten' van risico worden genoemd. Bij een hogere mate van risicoaversie gaat de voorkeur uit naar lagere MDEs. Bij een twee keer zo hoge mate van risicoaversie heeft van de beschouwde polissen de 'optimale' ziektekostenverzekering echter nog steeds dezelfde vorm, namelijk een eigen risico gevolgd door een procentuele bijbetaling. Ten slotte wordt voor de gehele bevolking een constante mate van risicoaversie voorondersteld, terwijl mensen met hoge inkomens in het algemeen minder risicoavers zijn dan mensen met lage inkomens. Hierdoor zal het 'optimale' maximum aan eigen betaling voor de hogere-inkomensgroepen (bijvoorbeeld particulier verzekerden) hoger zijn dan voor de lagere-inkomensgroepen (bijvoorbeeld ziekenfondsverzekerden), onder de vooronderstelling dat het moral-hazardeffect onafhankelijk is van inkomen.

#### 8.4.2 Specifieke benaderingen

In subparagraaf 8.4.1 is de 'optimale' ziektekostenverzekering bepaald voor zorg die ongeveer overeenkomt met hetgeen in Nederland in de ziekenfondsverzekering is opgenomen (1996). Een eerste meer specifieke benadering met betrekking tot 'optimale' verzekering is welke zorg meer of beter verzekerd zou moeten zijn. Bij deze vraag is van belang of ongewenste substitutie zal gaan optreden van zorg waarvoor een hoge eigen betaling geldt naar zorg met geen of een lage eigen betaling. Bijvoorbeeld, een situatie waarbij voor niet-klinische zorg wel eigen betalingen worden gevraagd en voor ziekenhuisopnamen niet. De gedachtengang is dat patiënten dan eerder dure zorg (ziekenhuisopname) zouden gebruiken om zo de

eigen betalingen in de ambulante sector te ontlopen, waardoor in totaal meer ziektekosten zouden worden gemaakt ('penny-wise, pound-foolish').

De bevindingen van het RAND-experiment ten aanzien van de polis met een individueel eigen risico dat echter niet gold voor ziekenhuisopnamen komen niet met de voorafgaande redenering overeen. Verzekerden met een individueel eigen risico voor ambulante zorg en een volledige verzekering voor klinische zorg hadden gemiddeld 20 procent minder ziektekosten dan verzekerden met een volledige verzekering voor alle zorg (paragraaf 4.5).

Voorts blijkt dat eigen betalingen vooral effect hebben op het al dan niet optreden van een ziektekostenepisode en nauwelijks een effect hebben op de ziektekosten per ziektekostenepisode. Op grond hiervan kan een gering remgeldeffect worden verwacht wanneer voor 'alle' zorgvormen eigen betalingen zouden gelden doch niet voor consulten bij de huisarts.

Uit zowel theoretische als empirische modellen aangaande 'optimale' verzekering blijkt een eigen betaling aan de voet 'optimaal' te zijn. In de ziekenfondsverzekering is per 1 januari 1996 ten aanzien van fysiotherapie het tegenovergestelde gebeurd: sindsdien komen voor bepaalde behandelingen fysiotherapie slechts de eerste negen behandelingen voor vergoeding in aanmerking. Uit het oogpunt van vraaggeïnduceerde moral hazard lijkt dit niet de meest effectieve oplossing. Net als voor sommige hulpmiddelen, zoals rolstoelen en brilmonturen, zou hier het argument kunnen gelden dat ziektekostenverzekering kan leiden tot onnodig dure zorg (bij fysiotherapie: te veel behandelingen). Een vorm van eigen betaling 'aan de top' kan dan optimaal zijn. Andere argumenten voor eigen betalingen 'aan de top' zijn: het tegengaan van aanbodgeïnduceerde moral hazard (door extra behandelingen kunnen fysiotherapeuten een hoger inkomen genereren) en het waarborgen van de toegang tot fysiotherapie, doch tot een bepaalde limiet.

Een ander uitgangspunt bij de beantwoording van de vraag welke zorg meer of beter verzekerd zou moeten zijn, is die naar de mate van prijsgevoeligheid. Zorg waarvoor geldt dat de vraag niet prijsgevoelig is zou volledig verzekerd kunnen zijn, terwijl voor zorg met een sterk prijsgevoelige vraag juist een hoge eigen betaling zou moeten gelden. Het systeem van eigen betaling dat in Frankrijk wordt toegepast ('ticket modérateur') is gebaseerd op dit principe (OECD, 1992, blz. 47). Aan de hand van het RAND-experiment zou met hantering van dit criterium voor alle onderscheiden zorgvormen een eigen betaling kunnen gelden.

#### 8.4.3 Polissen op persoons- versus gezinsniveau

Eigen risico's op persoonsniveau en eigen risico's op gezinsniveau zijn moeilijk met elkaar te vergelijken. Hoe hoog is de verwachte eigen betaling en hoe groot is de variantie van de eigen betaling? En hoe verhouden zich de remgeldeffecten? Keeler, Relles en Rolph (1977a) noemden twee polissen equivalent indien de verwachte eigen betaling per persoon gelijk is. Theoretisch hebben zij aangetoond

dat de variantie van de eigen betaling bij eigen risico's op persoonsniveau groter is dan bij equivalente eigen risico's op gezinsniveau. Een polis op gezinsniveau kan worden gezien als een risicopool waardoor de variantie van de eigen betaling afneemt. Op grond van het criterium van het minimaliseren van de variantie van de eigen betaling gaat de voorkeur uit naar eigen risico's op gezinsniveau. Echter, bij de afleiding wordt een prijsinelastische vraag voorondersteld (geen moral hazard), hetgeen niet realistisch is.

Een empirische studie naar de verschillen tussen eigen risico's op persoons- en gezinsniveau is van dezelfde auteurs in hetzelfde jaar verschenen (Keeler, Relles en Rolph, 1977b). Bij deze studie wordt wel rekening gehouden met moral hazard, zij het slechts via de indicator of iemand wel of niet verzekerd was. Verder is er sprake van antiselectie omdat niet-experimentele data zijn gebruikt. Met enkele individuele kenmerken is hiervoor gecorrigeerd. Uit het empirisch onderzoek bleek dat de 'optimale' keuze — uitgaande van equivalentie in verwachte eigen betaling per persoon — een eigen risico op gezinsniveau is, aangezien de variantie van de eigen betaling bij equivalente individuele eigen risico's groter was. De verschillen in de varianties van de eigen betaling tussen de polissen op persoons- en gezinsniveau waren echter over het algemeen klein. De standaarddeviatie was bij het eigen risico op gezinsniveau maximaal 30 procent kleiner dan bij een individueel eigen risico; verschillen tussen de 2 en 10 procent kwamen het meest voor. Het verschil was het grootst bij grote gezinsomvang.

Buchanan e.a. (1991) hebben een vergelijking gemaakt tussen eigen risico's op persoons- en gezinsniveau. Onderzocht is bij welk eigen risico gezinspolissen (vier personen) de gemiddelde ziektekosten per persoon hetzelfde zijn als in geval van een bepaald individueel eigen risico. In tegenstelling tot voornoemde studies is niet gekeken naar polissen met dezelfde verwachte eigen betaling maar naar polissen met dezelfde verwachte ziektekosten. Uit het onderzoek van Buchanan e.a. blijkt dat het remgeldeffect per persoon bij een individueel eigen risico van 50 dollar gelijk is aan het remgeldeffect per persoon bij een eigen risico op gezinsniveau van 350 dollar (vier personen). Bij eigen risico's op gezinsniveau kunnen gezinsleden profiteren van een opgesoupeerd eigen risico — ofwel van een volledige verzekering — door ziektekosten die zijn gemaakt door een (ongezond) gezinslid. Bij lage individuele eigen risico's is verder de eigen betaling gemiddeld lager en de spreiding in eigen betaling kleiner dan bij eigen risico's per gezin (met dezelfde verwachte ziektekosten per persoon).

De conclusie die uit bovenstaande studies kan worden getrokken is dat bij afwezigheid van moral hazard een eigen risico op gezinsniveau beter is dan op persoonsniveau. Wordt echter rekening gehouden met moral hazard (gebaseerd op het RAND-experiment) dan is bij lage individuele eigen risico's de verwachte eigen betaling lager en de variantie van de eigen betaling kleiner dan bij eigen risico's op gezinsniveau, uitgaande van dezelfde verwachte ziektekosten per persoon.



## 8.5 Beschouwing: Nederlandse situatie

Eerst zullen de resultaten van het simulatiemodel, zoals die in tabel 8.1 zijn vermeld, worden 'vertaald' naar de Nederlandse situatie. Vervolgens wordt gekeken hoe gevoelig de resultaten zijn voor de mate van risicoaversie en de omvang van het moral-hazardeffect.

Voor de navolgende beschouwingen zijn de bedragen van tabel 8.1 (in dollars van 1983) 'vertaald' naar guldens door alle bedragen te vermenigvuldigen met twee. Bij een volledige verzekering komen de verwachte ziektekosten op persoonsniveau dan uit op  $f$  1720 ( $= 2 \times \$$  860). Hierdoor komen de verwachte ziektekosten in guldens per individu ongeveer overeen met de gemiddelde ziektekosten van  $f$  1800 voor het basispakket (hoofdstukken 3, 6 en 7).<sup>7</sup>

De 'optimale' ziektekostenverzekeringsspolis van de in tabel 8.1 beschouwde polissen heeft met deze omrekening een eigen risico van  $f$  400 met daarboven een bijbetaling van 25 procent met als maximum aan eigen betaling  $f$  2000. De eerste  $f$  400 aan ziektekosten en 25 procent van de ziektekosten tussen de  $f$  400 en  $f$  6800 moeten dan dus zelf worden betaald. Voor personen met de 'optimale' polis is de verwachte eigen betaling gelijk aan  $f$  360. De kostenreductie ten opzichte van een volledige verzekering is  $f$  648 (minus 38 procent). De welvaartswinst van de 'beste' polis ten opzichte van een volledige verzekering bedraagt aan de hand van de gegevens van tabel 8.1  $f$  530 -  $f$  90 =  $f$  440 per persoon per jaar (zie kolom H). Dit betekent dat op basis van de Amerikaanse schattingen van de mate van risicoaversie en de omvang van het moral-hazardeffect het welvaartsverlies als gevolg van een verplichte volledige ziekenfondsverzekering in Nederland per jaar ongeveer vier miljard gulden bedraagt (1996). Dit gaat echter samen met een maximum aan eigen betaling van  $f$  2000 op persoonsniveau; in Nederland is dit zelfs in de particuliere sector uitzonderlijk hoog.

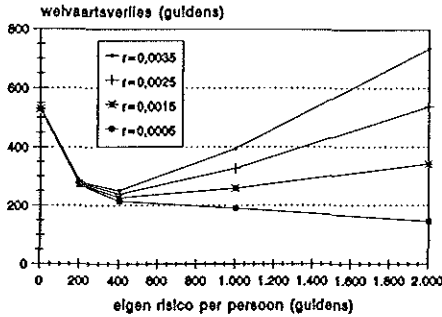
### Risicoaversie

Zoals gesteld is Pratt's maatstaf voor risicoaversie gevoelig voor inflatie en de (munt)eenheid waarin wordt gemeten. Door vermenigvuldiging van alle bedragen met twee — dus ook de 'kosten' van risico — gaat de variantie van de eigen betaling met een factor vier omhoog. Hierdoor halveert  $r(x)$  van 0,0010 (dollars van 1983) naar 0,0005 (ongeveer guldens van 1993). Impliciet is deze waarde in de voorafgaande 'vertaling' gebruikt.

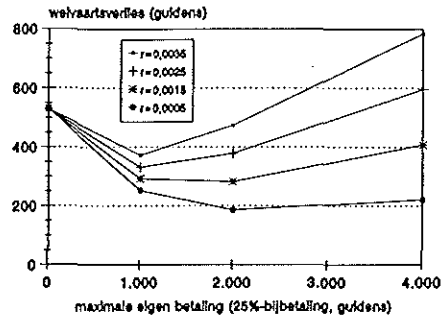
In guldens van 1993 zal de schatting van Pratt's maatstaf voor risicoaversie uit het onderzoek van Van de Ven en Van Praag (1981a) ongeveer op de helft uitkomen van de  $r(x)$  in guldens van 1976. Dit geeft waarden van  $r(x)$  die vijf

---

<sup>7</sup> Ophoging van de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering tot  $f$  1800 geeft problemen omdat het maximum aan eigen betaling dan met dezelfde factor moet worden verhoogd. Dit levert minder gangbare bedragen op. Vandaar dat van deze correctie is afgezien (zie hoofdstuk 7 voor een methode tot correctie).



Figuur 8.4 Welvaartsverlies door moral hazard bij eigen risico op persoonsniveau als functie van risicoaversie



Figuur 8.5 Welvaartsverlies bij 25%-bijbetaling naar maximum aan eigen betaling en risicoaversie (persoonsniveau)

(mediaan) tot zeven (gemiddelde) keer zo hoog zijn als de  $r(x)$  van 0,0005 die bij de voorafgaande beschouwing is gebruikt. Deze uitkomsten suggereren een hogere mate van risicoaversie in Nederland dan in de Verenigde Staten.<sup>8</sup>

Het welvaartsverlies op persoonsniveau behorend bij de polissen van tabel 8.1 is berekend met verschillende waarden van risicoaversie:  $r(x)=0,0005$  (ondergrens van de empirische schattingen),  $r(x)=0,0015$ ,  $r(x)=0,0025$  en  $r(x)=0,0035$  (boven-grens). Zulke simulaties zijn eenvoudig uit te voeren, omdat risicoaversie in het model een exogene factor is. De 'kosten' van risico in tabel 8.1 (kolom G) zijn lineair afhankelijk van  $r(x)$ .

De conclusie is dat bij een hogere  $r(x)$  de voorkeur uitgaat naar een lager maximum aan eigen betaling. Bij de polissen met alleen een eigen risico is dit verloop in figuur 8.4 weergegeven. Bij de vier beschouwde waarden van risicoaversie is de welvaartswinst — ten opzichte van een volledige verzekering — in geval van een eigen risico van  $f$  400 aanzienlijk. In figuur 8.5 worden de resultaten getoond van het welvaartsverlies voor de polissen met een 25%-bijbetaling tot een bepaald maximum aan eigen betaling. Bij deze vergelijking is hetzelfde u-vormig patroon te zien als in figuur 8.4.

De mate van risicoaversie heeft dus invloed op de 'optimale' polis. Bij een  $r(x)$  van 0,0025 en 0,0035 heeft een eigen risico van  $f$  400 de voorkeur van de in de tabel 8.1 vergeleken polissen. Bij een  $r(x)=0,0025$  zijn de polis met een eigen risico van  $f$  200 en de polis met een eigen risico van  $f$  200 gevolgd door een 25%-bijbetaling tot een maximum aan eigen betaling van  $f$  2000 ex aequo tweede. Bij

<sup>8</sup> Een mogelijke verklaring voor dit verschijnsel is een genetisch verschil; in het algemeen zullen mensen (plus nageslacht) die naar Amerika zijn geëmigreerd (ondernemers, avonturiers) minder risicoavers zijn dan personen die niet zijn geëmigreerd. Een andere mogelijke oorzaak is het verschil in sociale voorzieningen tussen beide landen ten tijde van de onderzoeken; in Nederland heeft men van jongs af te maken met een grotere sociale zekerheid dan in de Verenigde Staten.

lagere waarden van risicoaversie ( $r(x)$  van 0,0015 en 0,0005) heeft de 'optimale' ziektekostenverzekering een eigen risico van  $f$  400 gevolgd door een 25%-bijbetaling tot een maximum aan eigen betaling van  $f$  2000.

### Moral-hazardeffect

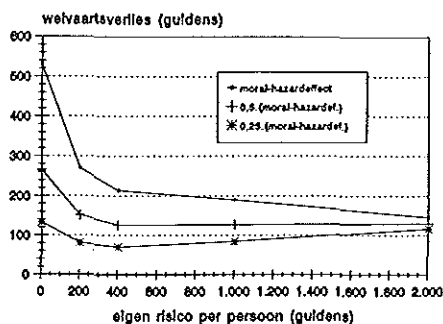
Afgevraagd kan worden of het moral-hazardeffect in Nederland gelijk zou zijn aan dat bij het RAND-experiment. Bovendien is bij het RAND-experiment het partiële effect van eigen betalingen onderzocht. Blijft al het overige wel gelijk als op grote schaal eigen betalingen worden ingevoerd? Zullen zorgaanbieders dan vraag naar zorg gaan induceren? De kostenreductie valt dan lager uit.

Het welvaartsverlies bij de polissen van tabel 8.1 is gesimuleerd met een halvering en met een kwart van het oorspronkelijke moral-hazardeffect. Hierbij wordt ervan uitgegaan dat de waarde van zorg met dezelfde fractie toeneemt als de totale ziektekosten.<sup>9</sup> Hierdoor zal de verwachte eigen betaling toenemen. De variantie van de eigen betaling zal door verandering van het moral-hazardeffect eveneens veranderen. De 'kosten' van risico zijn niet aangepast ( $r(x)=0,0005$ ). Door vermindering van het moral-hazardeffect doen de polissen met een lager maximum aan eigen betaling het relatief beter (figuur 8.6 en figuur 8.7). Het welvaartsverlies bij een volledige verzekering daalt in dezelfde mate als het moral-hazardeffect. Met een kwart van het moral-hazardeffect heeft de 'optimale' verzekeringspolis — van alle in tabel 8.1 beschouwde polissen — een eigen risico van  $f$  200 gevolgd door een 25%-bijbetaling met als maximum aan eigen betaling  $f$  2000.

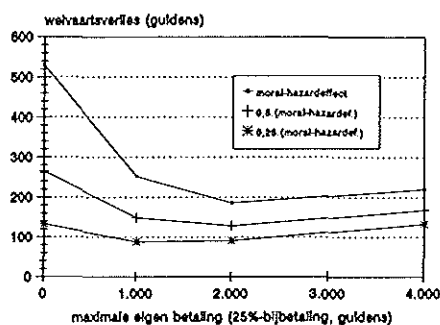
Een combinatie van een geringer moral-hazardeffect en een hogere mate van risicoaversie levert geen verrassende resultaten op. Bijvoorbeeld, van de hier beschouwde polissen heeft de 'optimale' polis een eigen risico van  $f$  400 indien het oorspronkelijke moral-hazardeffect wordt gehalveerd en de mate van risicoaversie 0,0015 bedraagt.

Geconcludeerd kan worden dat de mate van risicoaversie invloed heeft op de 'optimale' ziektekostenverzekeringspolis. Bij een hogere mate van risicoaversie ( $r(x)=0,0025$  en  $0,0035$ ) is een eigen risico van  $f$  400 optimaal en bij een lagere mate van risicoaversie ( $r(x)=0,0005$  en  $0,0015$ ) komt boven het eigen risico van

<sup>9</sup> Bij halvering van het moral-hazardeffect zijn de totale ziektekosten bij geen verzekering gelijk aan  $988+0,5.(1720-988)=1354$ . De totale ziektekosten bij de andere polissen zijn analoog bepaald. De waarde van zorg bij geen verzekering is per definitie gelijk aan de totale ziektekosten. Bij de andere polissen is voorondersteld dat het verschil in totale ziektekosten en waarde van zorg gehalveerd is ten opzichte van de 'oude' situatie. Voor de volledige verzekering komt de waarde van zorg daardoor op  $1190+0,5.(1720-1190)=1455$ . Bij de overige polissen is voorondersteld dat het verschil tussen de 'nieuwe' ziektekosten en de 'nieuwe' waarde van zorg gehalveerd is ten opzichte van het 'oude' verschil. In formule:  $(1-0,5.(1-F/D)).(D+0,5.(1720-D))$ , met  $D$  de 'oude' ziektekosten en  $F$  de 'oude' waarde van zorg van tabel 8.1 (keer 2). De 'kosten' van risico zijn niet veranderd ( $r(x)=0,0005$ ). Bij een kwart van het moral-hazardeffect is de procedure analoog. In geval van geen verzekering zijn de ziektekosten gelijk aan  $988+0,75.(1720-988)=1537$ . De waarde van zorg is gecorrigeerd met de volgende formule:  $(1-0,25.(1-F/D)).(D+0,75.(1720-D))$ , met  $D$  de 'oude' ziektekosten en  $F$  de 'oude' waarde van zorg van tabel 8.1 (keer 2).



Figuur 8.6 Welvaartsverlies naar eigen risico op persoonsniveau naar moral-hazardeffect (gebaseerd op RAND-experiment)



Figuur 8.7 Welvaartsverlies bij 25%-bijbetaling naar maximum aan eigen betaling en moral-hazardeffect

f 400 nog een bijbetaling van 25 procent tot een maximum aan eigen betaling van f 2000. Een geringer moral-hazardeffect — gesimuleerd op de wijze zoals voorafgaand is vermeld — heeft geen invloed op de 'optimale' vorm van eigen betaling.

## 8.6 Optimale 'sociale' ziektekostenverzekering

Het remgeldeffect is een argument voor (het introduceren van) eigen betalingen. Uit paragraaf 8.4 blijkt dat een vorm van eigen betaling aan de voet 'optimaal' is voor iemand met een 'gemiddelde' gezondheidstoestand en een 'gemiddelde' risico-aversie. Optimaal heeft hier een beperkte waarde omdat het betrekking heeft op persoonsniveau en niet op maatschappelijk niveau. Bovendien wordt uitgegaan van premies volgens het equivalentiebeginsel waaraan in de praktijk niet is voldaan.

Het equivalentiebeginsel staat haaks op het solidariteitsbeginsel. Afgevraagd kan worden of het vanuit maatschappelijk oogpunt wenselijk is dat hoge-risico verzekerden (met een laag inkomen) veel zelf moeten betalen voor hun ziektekosten(verzekering). Onder het equivalentiebeginsel zouden zij zich via tegoedbonnen (aanvullend) kunnen verzekeren. Voor de 'optimale' 'sociale' ziektekostenverzekering zijn bijvoorbeeld altruïstische preferenties van belang. Bij de discussies over een vorm van eigen betaling in de ziekenfondsverzekering worden daarom naast het remgeldeffect, risicoaversie en premieopslag andere argumenten voor en tegen eigen betalingen gebruikt.

Naast het remgeldeffect is een argument voor (het introduceren van) eigen betalingen dat mensen dan meer eigen verantwoordelijkheid en keuzevrijheid hebben.<sup>10</sup> Door eigen betalingen kan een vermindering van de collectieve uitgaven

<sup>10</sup> De vermelde argumenten voor en tegen eigen betalingen zijn gebaseerd op: Ziekenfondsraad, 1992 en Standpunt eigen betalingen in de gezondheidszorg, 1992.

optreden. Voorts kan als argument voor eigen betalingen het medefinancieringsmotief worden genoemd: door het gebruik van sommige zorgvoorzieningen kunnen verzekerden besparen op de kosten van levensonderhoud. Dit motief heeft vooral betrekking op zorg die is ondergebracht in de AWBZ en ziekenhuisopnamen, bijvoorbeeld ten aanzien van huisvesting en maaltijden. Tot slot stelt een volledige verzekering volgens sommigen te hoge eisen aan de solidariteit tussen verzekerden, dit met name waar sprake is van onnodige en onnodig dure zorg.

Een mogelijk negatief effect op de gezondheid wordt gezien als belangrijkste bezwaar van eigen betalingen. Financiële drempels bij de toegang tot zorg kunnen als onwenselijk worden ervaren. Een ander argument tegen eigen betalingen is een mogelijke aantasting van de solidariteit tussen gezonde mensen en zorgbehoeftigen. Verder worden minder draagkrachtigen door eigen betalingen dubbel getroffen: enerzijds omdat een financiële drempel voor hen relatief hoger is dan voor mensen met een hoog inkomen, anderzijds vanwege het positieve verband tussen inkomen en (goede) gezondheid. Als laatste argument tegen eigen betalingen kan worden genoemd dat verzekeraars de mogelijkheid hebben klanten te selecteren door middel van het aanbieden van specifieke polissen die onaantrekkelijk zijn voor zorgbehoeftigen.

Het argument met betrekking tot de solidariteit kan dus zowel voor als tegen eigen betalingen worden gebruikt. Hetzelfde geldt voor financiële drempels bij de toegang tot zorg. Verder is de premiekorting van belang. Bij een premiekorting volgens het equivalentiebeginsel zullen enkele argumenten tegen eigen betalingen minder krachtig zijn dan bij een uniforme premiekorting. Volgens het equivalentiebeginsel is de premiekorting op grond van de kostendeling en het remgeldeffect hoger dan de verwachte eigen betaling, waardoor eigen betalingen naar verwachting geen negatief effect hebben op de individuele koopkracht. Bovendien moet zo'n premiekorting bij benadering voldoende zijn ter financiering van een aanvullende verzekering tegen 'verplichte' eigen betalingen, afgezien van antisectie en premieopslag. Echter, ook bij premiekortingen volgens het equivalentiebeginsel blijven een mogelijke aantasting van de solidariteit tussen gezonde mensen en zorgbehoeftigen en de eventuele negatieve effecten op de gezondheid argumenten tegen eigen betalingen in een 'sociale' ziektekostenverzekering. Het is daarom een sociaal-maatschappelijk vraagstuk of voor de lagere-inkomensgroepen (hoge verplichte) eigen betalingen in de gezondheidszorg wenselijk zijn.

## 8.7 Samenvatting en conclusie

In dit hoofdstuk is onderzocht of een vorm van eigen betaling in de gezondheidszorg 'optimaal' is, en zo ja, welke vorm en hoogte van eigen betaling. Factoren die van invloed zijn op de vraag naar verzekering met premies volgens het equivalentiebeginsel zijn enerzijds de mate van risicoaversie (positief effect) en anderzijds de premieopslag en moral hazard (negatief effect). Bij de beschouwde modellen van

'optimale' verzekering is afgezien van externe effecten. Het gaat hier derhalve om 'optimaal' in beperkte zin, namelijk 'optimaal' op persoons- of gezinsniveau en niet op maatschappelijk niveau. Verder wordt aangenomen dat de zorg wordt aangeboden tegen de maatschappelijke kosten en dat de consumenten perfect geïnformeerd zijn over de baten van medische behandelingen. Ten slotte wordt voorondersteld dat zorgaanbieders geen vraag naar zorg induceren.

Theoretische modellen zijn besproken waarbij een afweging wordt gemaakt tussen enerzijds risicoaversie en anderzijds de premieopslag (restitutiestelsel). Afhankelijk van de vooronderstellingen is dan de 'optimale' verzekering een volledige verzekering of geen verzekering, een eigen risico aan de voet, een procentuele bijbetaling of een eigen risico aan de voet gevolgd door een procentuele bijbetaling. In geval van een vaste premieopslag is de 'optimale' uitkomst een volledige verzekering of geen verzekering. Deze vooronderstelling lijkt echter niet erg realistisch. Zodoende neigt theoretisch de voorkeur naar een verzekeringspolis met een eigen risico, een procentuele bijbetaling, of een combinatie van beide. Het nut van de besproken theoretische modellen is echter beperkt omdat zij geen rekening houden met moral hazard.

Onderzoekers verbonden aan het RAND-experiment hebben een simulatiemodel opgesteld waarmee de verwachte ziektekosten en de verwachte eigen betalingen kunnen worden geschat voor verschillende polissen. Met de uitkomsten van dit simulatiemodel is de 'optimale' ziektekostenverzekering bepaald waarbij een afweging wordt gemaakt tussen enerzijds risicoaversie en anderzijds moral hazard. De premieopslag is bij dit simulatiemodel buiten beschouwing gelaten omdat deze weinig invloed heeft op de 'optimale' verzekering in verhouding tot beide andere factoren. Bij een volledige verzekering zijn de 'kosten' van risico afwezig maar zijn de kosten vanwege moral hazard hoog. Bij het andere uiterste, geen verzekering, zijn de 'kosten' van risico hoog maar zijn de kosten vanwege moral hazard afwezig. Blijkens het model heeft de 'optimale' ziektekostenverzekering de vorm van een eigen risico aan de voet gevolgd door een procentuele bijbetaling tot een bepaald maximum.

Verder is op basis van de bevindingen van het moral-hazardeffect bij het RAND-experiment onderzocht of een eigen risico op persoons- of op gezinsniveau 'optimaal' is. De conclusie is dat in het algemeen de verwachte eigen betaling lager en de variantie van de eigen betaling kleiner is bij lage individuele eigen risico's dan bij eigen risico's op gezinsniveau met hetzelfde verwachte remgeldeffect per persoon. Op basis hiervan gaat de voorkeur uit naar eigen risico's op persoonsniveau.

Vervolgens is de 'optimale' ziektekostenverzekering bepaald waarbij is gevarieerd met de mate van risicoaversie en moral hazard. De mate van risicoaversie heeft invloed op de 'optimale' verzekeringspolis. Bij een hogere mate van risicoaversie blijkt van de beschouwde polissen een eigen risico van  $f$  400 optimaal te zijn en bij een lagere mate van risicoaversie komt boven het eigen risico van  $f$  400 nog een 25%-bijbetaling tot een maximum van  $f$  2000. Een gesimuleerd geringer moral-hazardeffect heeft geen invloed op de 'optimale' vorm van eigen betaling.

Samengevat kan worden gesteld dat op basis van zowel theoretische als empirische onderzoeken de 'optimale' ziektekostenverzekering een vorm van eigen betaling aan de voet kent. Bij deze onderzoeken wordt naast het equivalentiebeginsel onder andere voorondersteld dat mensen geen altruïstische preferenties hebben. De onderzoeken hebben derhalve betrekking op optimaal op persoons- of gezinsniveau en niet op maatschappelijk niveau. Bij de discussies over eigen betalingen in de sociale ziektekostenverzekering (bijvoorbeeld de ziekenfondsverzekering) worden dan ook andere argumenten voor en tegen eigen betalingen gebruikt dan die bij de bepaling van de 'optimale' ziektekostenverzekering met premies volgens het equivalentiebeginsel zijn gebruikt. Argumenten die dan tegen eigen betalingen kunnen worden genoemd zijn de mogelijke aantasting van de solidariteit tussen gezonde mensen en zorgbehoeftigen en de eventuele negatieve effecten op de gezondheid. Het is daarom een sociaal-maatschappelijk vraagstuk of voor de lagere-inkomensgroepen (hoge verplichte) eigen betalingen in de gezondheidszorg wenselijk zijn.





## 9 Samenvatting en conclusie

De doelstelling van het eerste deel van dit onderzoek is het verwerven van theoretisch en empirisch inzicht in de kostendeling, het remgeldeffect en de antiselectie als gevolg van ziektekostenverzekeringen met een vorm van eigen betaling. Voorts is het effect van eigen betalingen op de premieopslag beschouwd. Naast een schatting van de afzonderlijke effecten op de premie volgens het equivalentiebeginsel zijn deze effecten in het premiemodel in onderlinge samenhang gezien. In het tweede deel is onderzocht of de 'optimale' ziektekostenverzekering een vorm van eigen betaling heeft.

De zorgvormen waarop dit onderzoek is gericht behoren tot het tweede en derde zorgcompartiment (ziekenfondsverzekering, particuliere ziektekostenverzekeringen en aanvullende verzekeringen). Het eerste zorgcompartiment (AWBZ, langdurige zorg) is buiten beschouwing gebleven.

Eerst zullen de componenten van de premiekorting worden besproken bij een vorm van verplichte eigen betaling. Bij een vorm van vrijwillige eigen betaling komt ook de antiselectie in beeld. Vervolgens is het gezamenlijke effect van de componenten op de premiekorting bepaald (premiemodel). Verder wordt de premiekorting in de praktijk besproken (particuliere ziektekostenverzekeringen). Tevens worden mogelijke premiekortingen in de ziekenfondsverzekering behandeld. Tot slot wordt stilgestaan bij de vraag of een ziektekostenverzekering met een vorm van eigen betaling 'optimaal' is.

### Kostendeling

Door een vorm van eigen betaling worden naar verwachting de ziektekosten gedeeld tussen verzekeraar en verzekerde. Dit verschijnsel wordt kostendeling genoemd. Hiertegenover kan een premiekorting staan. De eigen betaling is het bedrag aan ziektekosten dat voor rekening komt van de verzekerde. Voor een eigen risico, een procentuele bijbetaling en een combinatie hiervan is de verwachte eigen betaling per jaar op persoonsniveau bepaald (hoofdstuk 3, kostendeling). Hierbij is afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie. De verwachte eigen betaling is berekend met kostengegevens van 1993 van ziekenfondsverzekerden. Deze verzekerden hadden in de betreffende periode dezelfde, bij benadering volledige, verzekering.

Voor het basispakket is een dekking gekozen die bij benadering overeenkomt met het ziekenfondspakket (1996). De gemiddelde eigen betaling kan eenvoudig worden berekend als de empirische verdeling van de individuele ziektekosten bekend is (bij een volledige verzekering, afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie). Bij een eigen risico wordt de eigen betaling verkregen door de empirische ziektekosten af te kappen bij het (hypothetische) bedrag aan eigen risico. Voor verzekerden met kosten onder het bedrag aan eigen risico is de eigen betaling gelijk aan de individuele ziektekosten. Verzekerden met ziektekosten hoger dan het

bedrag aan eigen risico hebben een eigen betaling die gelijk is aan het eigen risico.

Naast de bepaling van de gemiddelde empirische eigen betaling is de eigen betaling geschat met het two-partmodel. De ziektekosten zijn dan in twee gedeelten gemodelleerd, namelijk in (1) de kans op ziektekosten in een jaar en (2) de ziektekosten, gegeven dat deze groter zijn dan nul. Het grote voordeel van het two-partmodel is dat met een schatting van slechts drie parameters eenvoudig verwachte eigen betalingen kunnen worden bepaald. Deze blijken zeer goed overeen te komen met de gemiddelde eigen betalingen (op basis van de empirische verdeling van de ziektekosten), afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie.

In geval van een verplicht eigen risico van  $f$  200 per persoon per jaar voor het basispakket is de verwachte eigen betaling gelijk aan  $f$  143 (afgezien van het remgeldeffect). De verhouding tussen de verwachte eigen betaling en het bedrag aan eigen risico neemt af naarmate het eigen risico hoger wordt. Zo bedraagt in dit geval de verwachte eigen betaling  $f$  458 bij een eigen risico van  $f$  1000.

De verwachte eigen betaling als gevolg van een procentuele bijbetaling tot een bepaald maximum is rechtstreeks te bepalen met de verwachte eigen betaling bij een eigen risico. Een 25%-bijbetaling over de eerste  $f$  800 aan ziektekosten geeft een eigen betaling die gelijk is aan 25 procent van de eigen betaling bij een eigen risico van  $f$  800, hetgeen in dit geval naar verwachting gelijk is aan  $f$  100. Bij een gelijk maximum aan eigen betaling geldt dat de verwachte eigen betaling hoger is naarmate het percentage bijbetaling hoger is (afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie). Hierdoor is de premiekorting hoger naarmate het percentage bijbetaling hoger is. Dit heeft tot gevolg dat de maximale financiële achteruitgang voor een verzekerde — dat wil zeggen: het maximum aan eigen betaling minus de premiekorting — groter is naarmate het percentage bijbetaling lager is.

De verwachte eigen betaling is afhankelijk van diverse risicofactoren. Voor het basispakket is de eigen betaling voor jongeren/gezonde mensen in het algemeen lager dan voor ouderen/zorgbehoeftigen. De verwachte eigen betaling bij een eigen risico van  $f$  200 per persoon per jaar is voor mannen in de leeftijdscategorie '5-24'  $f$  99 en voor vrouwen van 65 jaar en ouder  $f$  182. Met de geschatte parameters voor het two-partmodel kan de verwachte eigen betaling worden bepaald waarbij ook rekening wordt gehouden met velerlei andere risicofactoren, maar wordt afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie (tabel 3.7).

Vervolgens is de verwachte eigen betaling bepaald in geval van een eigen risico specifiek voor een bepaalde zorgvorm, namelijk geneesmiddelen, hulpmiddelen, tandheelkundige hulp en fysiotherapie. Ondanks dat de gebruikte theoretische verdeling van de ziektekosten voor deze specifieke zorgvormen veelal slecht aansluit op de empirische verdeling, wijkt de verwachte eigen betaling (model) weinig af van de gemiddelde eigen betaling (empirie). Vanzelfsprekend geldt dat de verwachte eigen betaling lager is naarmate het pakket waarvoor de eigen betalingen gelden minder omvangrijk is. Hierdoor is de maximale financiële achteruitgang groter naarmate de omvang van het pakket waarop het eigen risico betrekking heeft, kleiner is.

Bij lage bedragen aan eigen risico is de kans op ziektekosten een belangrijke factor voor de omvang van de verwachte eigen betaling. Hierdoor is de eigen betaling voor tandheelkundige hulp gemiddeld hoog en voor hulpmiddelen laag. Zodoende is op basis van de kostendeling de premiekorting bij eigen betalingen specifiek voor hulpmiddelen laag. Voor mensen die hulpmiddelen nodig hebben kunnen eigen betalingen daarom relatief grote financiële gevolgen hebben.

Verder geldt dat bij dezelfde verwachte ziektekosten de verwachte eigen betaling hoger is naarmate de standaarddeviatie van de positieve ziektekosten kleiner is (onder de vooronderstelling van dezelfde kans op ziektekosten en de positieve ziektekosten lognormaal verdeeld, voetnoot 4, blz. 20). De standaarddeviatie van de positieve tandheelkundige kosten is naar verhouding klein: relatief veel mensen hebben kosten die weinig afwijken van de gemiddelde tandheelkundige kosten en weinig mensen hebben zeer hoge kosten voor tandheelkundige hulp. In combinatie met de hoge kans op gebruik van tandheelkundige hulp in een jaar zorgt dit ervoor dat verzekerden bij een eigen risico specifiek voor tandheelkundige hulp relatief veel zelf moeten betalen (in relatie tot de totale tandheelkundige kosten). Naar verwachting is de eigen betaling in geval van een eigen risico, afgezien van het remgeldeffect, dus nauwelijks minder omvangrijk dan in geval van geen verzekering voor tandheelkundige hulp. Echter, in geval van een verplicht eigen risico en bijbehorende premiekorting blijft het financiële risico voor iedereen beperkt, terwijl bij een volledige verwijdering van de tandheelkundige hulp uit de ziekenfondsverzekering het financiële risico in principe onbeperkt is voor personen zonder aanvullende verzekering.

De conclusie is dat met een schatting van slechts drie parameters voor het two-partmodel verwachte eigen betalingen kunnen worden bepaald die zeer goed overeenkomen met de gemiddelde eigen betalingen (afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie). Dit geldt zowel voor het basispakket als voor enkele specifieke zorgvormen.

### Remgeldeffect

Naast de kostendeling kan een remgeldeffect optreden door een vorm van eigen betaling. Naarmate men meer zelf moet betalen, heeft men meer prikkels om een *ziektekosten*episode te vermijden en in geval van een *ziektekosten*episode de kosten zo laag mogelijk te houden. Omgekeerd kan door verzekering een moral-hazard-effect optreden, ook wel de meerconsumptie door verzekering genoemd.

De nadruk bij de omschrijving van het begrip 'moral hazard' is in de loop van de tijd enigszins verschoven van immoreel handelen (fraude) naar rationeel handelen (economische afweging). Vermoedelijk is het ook van het type verzekering afhankelijk of met het begrip 'moral hazard' vooral misbruik of misgebruik wordt bedoeld.

Bij een procentuele bijbetaling of een eigen bijdrage zonder maximum aan eigen betaling is de prijs van medische zorg voor verzekerden relatief respectievelijk absoluut constant over de tijd. In geval van een maximum aan eigen betaling, bij-

voorbeeld bij een eigen risico, is de prijs van zorg voor verzekerden afhankelijk van het gebruik van zorg. Dit bemoeilijkt onderzoek naar het effect van een vorm van eigen betaling op de omvang van de ziektekosten.

Bij empirisch onderzoek naar het remgeldeffect doen zich methodologische problemen voor: bij verplichte eigen betalingen is onder andere de afwezigheid van een controlegroep een probleem en bij vrijwillige eigen betalingen kan bijvoorbeeld selectie een vertekening van het remgeldeffect geven. Het enige grootschalige onderzoek waarbij zulke methodologische problemen niet optraden, is het RAND-ziektekostenverzekeringsexperiment. Uit dit Amerikaanse onderzoek bleek dat volledig verzekerden 46 procent meer ziektekosten hadden dan verzekerden met een hoog eigen risico (ongeveer  $f$  4000, 1996). Een individueel eigen risico van 150 dollar (circa  $f$  600, 1996) voor alleen niet-klinische zorg leidde tot een reductie van 8 procent van de kans op een ziekenhuisopname en tot een daling van 20 procent van de totale ziektekosten ten opzichte van een volledige verzekering.

De resultaten van de vele onderzoeken naar het remgeldeffect zijn moeilijk met elkaar te vergelijken vanwege verschillen in relevante factoren. Naast de verschillende vormen van eigen betaling zijn van belang: (1) de hoogte van de eigen betaling, (2) het maximum aan eigen betaling, (3) of de vorm van eigen betaling voor alle zorg geldt of specifiek voor één zorgvorm, (4) voor iedereen of voor een selecte groep, (5) op persoons- of polisniveau en (6) gedurende welke periode het effect wordt gemeten (anticipatie-, inhaal- en uitsteleffecten).

Blijkens empirisch onderzoek heeft een vorm van eigen betaling vooral effect op het wel of niet optreden van een *ziektekosten* episode en nauwelijks op de ziektekosten gegeven een *ziektekosten* episode. Op grond hiervan kan een gering remgeldeffect worden verwacht wanneer voor 'alle' zorgvormen eigen betalingen zouden gelden doch niet voor consulten bij de huisarts.

Volgens het RAND-experiment hebben hoge eigen betalingen weinig invloed op de gezondheidstoestand van een 'gemiddelde' persoon. Door eigen betalingen werd de vraag naar noodzakelijke en niet-noodzakelijke zorg ongeveer in dezelfde mate gereduceerd. Een mogelijke oorzaak van het geringe effect van eigen betalingen op de gezondheidstoestand is dat een toename van niet-noodzakelijke zorg ten gevolge van verzekering een gezondheidsverlies oplevert door iatrogene aandoeningen. Voor slechtzienden en voor personen uit de lagere-inkomensgroepen met een hoge bloeddruk heeft een volledige ziektekostenverzekering ten opzichte van een hoog eigen risico wel een verbetering in de gezondheidstoestand teweeggebracht.

De algemene conclusie is dat een stijging van de directe prijs die de consument voor medische hulp moet betalen, *ceteris paribus*, leidt tot een vermindering van het gebruik van de betreffende vorm van medische hulp. De exacte hoogte van de respons is echter onzeker. Er zijn veel aanwijzingen dat het remgeldeffect groter is naarmate: (1) de tijdsprijs lager is, (2) het inkomen lager is, (3) de medische hulp minder urgent is en (4) de patiënt meer invloed heeft op de beslissing om medische hulp te ontvangen.

### Premieopslag

De risicopremie komt overeen met de verwachte ziektekosten voor een verzekeraar. In verband met onder meer uitvoeringskosten voor de verzekeraar is de risico-premie niet kostendekkend. Vandaar dat een premieopslag wordt gehanteerd. De premieopslag is in theorie opgebouwd uit: (1) transactiegerelateerde kosten, (2) overheadkosten, (3) verkoop- en marketingkosten, (4) winst en (5) kosten van risico. Per component kan in theorie veelal een vaste premieopslag en/of een opslag proportioneel met de verwachte ziektekosten worden onderscheiden.

Bij publieke verzekeringen, bijvoorbeeld de ziekenfondsverzekering, sturen de zorgaanbieders in het algemeen de nota's rechtstreeks naar de verzekeraars van hun patiënten (naturastelsel). Particulier verzekerden betalen veelal eerst zelf de rekening en kunnen de ziektekosten, voorzover deze onder de dekking vallen en afgezien van eigen betalingen, declareren bij hun verzekeraar (restitutiestelsel). Bij publieke verzekeringen zijn de beheers- en administratiekosten lager dan bij particuliere verzekeringen.

Een vaste premieopslag is logischerwijs onafhankelijk van het bedrag aan eigen risico. Bij een restitutietselsel is een proportionele premieopslag in principe lager naarmate het bedrag aan eigen risico hoger is. Eigen betalingen in een naturastelsel zullen gepaard gaan met extra uitvoeringskosten, afgezien van het remgeldeffect.

### Antiselectie

Tot nu toe zijn de componenten besproken die effect kunnen hebben op de premiekorting bij verplichte eigen betalingen. Bij een keuzemogelijkheid voor een vorm van eigen betaling kan, gezien vanuit het standpunt van de verzekeraar, antiselectie optreden. Antiselectie is de tendens dat relatief hoge-risico individuen (zorgbehoeftigen) binnen een door een verzekeraar onderscheiden risicogroep, meer verzekering(sdekking) willen kopen dan relatief lage-risico individuen (gezonde mensen) binnen dezelfde risicogroep.

Met enquêtegegevens is onderzocht of ziekenfondsverzekerden zich aanvullend zouden verzekeren wanneer een 'verplicht' eigen risico specifiek voor medicijnen zou worden ingevoerd. Van de respondenten wenste 51,5 procent zo'n aanvullende verzekering (av). Uit de univariate analyses blijkt dat dit veelal hoge-risico verzekerden betreft. De multivariate analyses tonen aan dat de keuze voor de av vooral gerelateerd is aan de medische consumptie in het afgelopen jaar en de huidige ervaren gezondheid. De vijf jaar geleden ervaren gezondheid en de verwachting met betrekking tot een opname in een ziekenhuis en contact met een specialist in het komende jaar hebben geen statistisch significante invloed op de av-keuze.

Verzekerden die het 'verplichte' eigen risico voor specifiek medicijnen wilden afkopen met een av hadden gemiddeld voor het basispakket f 2210 aan ziektekosten versus f 1366 voor diegenen die niet de av wilden afsluiten (+62 procent). Dit duidt op een aanzienlijke potentiële antiselectie. De vraag is echter of antiselectie door een verzekeraar te voorkomen zou zijn indien de premies 'voldoende' risico-gerelateerd zijn. Uit de multivariate analyses blijkt dat bij een keuze zoals die in de

enquête is gemaakt, antiselectie bij het basispakket in principe vermijdbaar is voor een verzekeraar, wanneer de premies gebaseerd zijn op leeftijd, geslacht en individuele ziektekosten in het verleden.

Het verschil in gemiddelde medicijnkosten tussen beide groepen is relatief groter, namelijk f 516 per persoon uit de av-ja-groep versus f 259 per persoon uit de av-nee-groep (+99 procent). Met het meest uitgebreide model kon dit verschil in medicijnkosten niet geheel worden verklaard. De vraag blijft of een consument gemiddeld meer relevante informatie heeft over het medicijnkostenrisico dan een verzekeraar. Misschien kan een verzekeraar met gebruikmaking van specifiekere informatie, bijvoorbeeld over het medicijngebruik in het verleden, het waargenomen verschil in gemiddelde medicijnkosten tussen beide groepen wel volledig verklaren. Wanneer dit het geval is kan een verzekeraar ook met deze informatie rekening houden bij de premiestelling zodat antiselectie in principe vermijdbaar is.

Een belangrijke kanttekening bij dit onderzoek naar antiselectie is dat het slechts gerelateerd is aan de enquêtekeuze voor wel of geen eigen risico. Bovendien ontbrak in de vraagstelling zowel het bedrag aan 'verplicht' eigen risico als de premie voor de aanvullende verzekering. Verder hebben de ziektekosten waarmee antiselectie is onderzocht betrekking op een periode van ongeveer vier maanden voor en acht maanden na de enquêtekeuze. Gedurende de eerste vier maanden was het consumenteninformatiesurplus relatief het grootst. In de praktijk heeft de keuze voor een bepaalde ziektekostenverzekering veelal betrekking op een periode van minimaal een jaar, waardoor het werkelijke consumenteninformatiesurplus vermoedelijk minder groot zal zijn dan hier geschat.

### Premiemodel

Enkele modellen zijn opgesteld voor het bepalen van premies onder het equivalentiebeginsel voor ziektekostenverzekeringen met al dan niet een eigen risico. Onder andere is de samenhang onderzocht tussen de kostendeling en het remgeldeffect. Het remgeldeffect is gebaseerd op het RAND-ziektekostenverzekeringsexperiment. Wanneer wordt uitgegaan van een remgeldeffect uitsluitend via de kans op ziektekosten, hetgeen een redelijke aanname lijkt, dan is het totale remgeldeffect eenzelfde percentage van de verwachte ziektekosten die voor rekening komen van de verzekerde als van de verzekeraar. Dit houdt in dat bij een laag bedrag aan eigen risico het remgeldeffect op de verwachte eigen betaling gering is (absoluut), maar vooral neerslaat op de verwachte ziektekosten die voor rekening komen van de verzekeraar, omdat dan de verwachte eigen betaling laag is ten opzichte van de totale ziektekosten.

Een interessante uitkomst van het premiemodel is dat bij een bedrag aan eigen risico tussen de f 300 en f 800 de premiekorting hoger kan zijn dan het bedrag aan verplicht eigen risico. Bij zo'n combinatie van eigen risico en premiekorting kunnen verzekerden er financieel nooit op achteruitgaan: een eigen risico zonder enig risico. Opgemerkt moet worden dat met het premiemodel het remgeldeffect bij eigen risico's tot f 1000 vermoedelijk te groot is geschat.

De uitvoeringskosten zijn sterk afhankelijk van het type verzekering, bijvoorbeeld een individueel contract versus een collectief contract en ziekenfondsverzekering versus particuliere ziektekostenverzekering (natura- versus restitutiestelsel). Hierdoor zijn de uitvoeringskosten niet eenvoudig op te nemen in het premiemodel. Door de kostendeling zullen bij een restitutiestelsel de uitvoeringskosten lager en bij een naturastelsel hoger uitvallen. Het remgeldeffect zorgt ervoor dat de uitvoeringskosten zullen verminderen, ongeacht het vergoedingenstelsel.

Wanneer een verzekeraar een av aanbiedt tegen 'verplichte' eigen betalingen kan antiselectie optreden. De antiselectie blijkt een geringe invloed te hebben op de verwachte ziektekosten (absoluut) voor de av. Net als het remgeldeffect heeft de antiselectie vooral gevolgen voor de verwachte ziektekosten (absoluut) voor de basisverzekering met een 'verplicht' eigen risico.

Uit het RAND-experiment blijkt dat per bedrag aan eigen risico het remgeldeffect ongeveer evenredig is aan de verwachte ziektekosten bij een volledige verzekering. Aangezien door antiselectie per saldo lage-risico verzekerden (gezonde mensen) een eigen risico kiezen, zal het remgeldeffect per persoon bij een vrijwillig eigen risico kleiner zijn dan bij een verplicht eigen risico.

In geval van een eigen risico van  $f$  1500 per persoon per jaar zou de gemiddelde premiekorting ongeveer  $f$  1500 per persoon bedragen indien deze korting is gebaseerd op de kostendeling, het remgeldeffect en de antiselectie. Dit houdt in dat een 'gemiddelde' verzekerde risicoloos een eigen risico van  $f$  1500 kan kiezen in plaats van een volledige verzekering. Echter, zowel het effect van antiselectie als het remgeldeffect is waarschijnlijk te groot geschat.

Voor de av tegen eigen betalingen als gevolg van een 'verplicht' eigen risico voor de basisverzekering kan de premie in beginsel zijn gebaseerd op de gemiddelde eigen betaling van 'alle' verzekerden (per onderscheiden risicogroep). Naar verwachting is zo'n premie echter niet kostendekkend. Vanwege zowel antiselectie als moral hazard en de interactie tussen beide zou de risicopremie hoger moeten zijn wil zij overeenkomen met de verwachte ziektekosten voor de verzekeraar. Bovenop de risicopremie komt tot slot nog een premieopslag.

Door de av zullen moral hazard en antiselectie niet alleen optreden bij de av zelf, maar ook — en gemeten in absolute bedragen zelfs in versterkte mate — bij de basisverzekering met het 'verplichte' eigen risico. Agevraagd kan worden of een verzekeraar de financiële gevolgen van deze effecten moet verhalen op de verzekerden via de premie voor de av of met de premie voor de basisverzekering. Als het totale effect van moral hazard en antiselectie wordt verdisconteerd in de premie voor de av, dan moet de premie voor de av, wil zij kostendekkend zijn, hoger zijn dan het bedrag aan eigen risico (eigen risico's tot  $f$  1500). In theorie is er dan geen vraag naar zo'n av. Behalve door marktwerking kan een av tegen 'verplichte' eigen betalingen door de wetgever van de markt verdwijnen. Het moral-hazardeffect bij de basisverzekering kan een reden zijn waarom een overheid zo'n av zou kunnen verbieden.

De componenten die gebruikt zijn ter bepaling van de premiekorting bij een eigen risico zijn met verschillende onzekerheden omgeven. De *verwachte* eigen betaling (afgezien van het remgeldeffect en de antiselectie) kent relatief erg weinig onzekerheid. Het remgeldeffect is gebaseerd op het RAND-experiment en met name bij een laag maximum aan eigen betaling is het de vraag of verzekerden niet sterker anticiperen op het bereiken van dat maximumbedrag. Bovendien wordt met de gebruikte methode bij eigen risico's tot f 1000 vermoedelijk een te groot remgeldeffect voorspeld. Het effect van antiselectie is sterk afhankelijk van de mate waarin de premies risicogerelateerd zijn. Bovendien is dit effect gerelateerd aan de periode waarop de keuze betrekking heeft. Tot slot zijn de uitvoeringskosten voor een verzekeraar niet eenvoudig in het premiemodel op te nemen aangezien deze sterk afhangen van de omgeving waarin de verzekeraar opereert.

### Premiekorting in de praktijk

In de praktijk kunnen (particuliere) ziektekostenverzekeraars bij een eigen risico veelal alleen het gezamenlijke effect op de gedeclareerde ziektekosten waarnemen. De premiekortingen volgens het premiemodel zijn vergeleken met de premiekortingen die particuliere verzekeraars geven bij een eigen risico. Ongeveer drie kwart van de particuliere verzekeraars bood in 1994 minimaal één polis aan waarbij de extra premiekorting hoger was dan de toename van het bedrag aan eigen risico. Dit fenomeen deed zich vooral voor bij oudere alleenstaanden en 'oudere' gezinnen. Premiekortingen hoger dan het bedrag aan eigen risico kunnen niet alleen op de verwachte eigen betaling (kostendeling) zijn gebaseerd. In welke mate deze hogere premiekorting gebaseerd is op de antiselectie, het remgeldeffect, het effect op de premieopslag of de marktomstandigheden blijft onzeker.

### Premiekorting in de ziekenfondsverzekering

De inkomensafhankelijke ziekenfondspremie wordt gestort in de Algemene Kas van de Ziekenfondsraad. Vanuit de Algemene Kas krijgen de zorgverzekeraars risicogerelateerde normuitkeringen. Daarnaast betalen de ziekenfondsverzekerden een premie rechtstreeks aan de verzekeraar (de nominale premie). De normuitkering plus nominale premie dient zo goed mogelijk overeen te komen met het ingebrachte risico. De Ziekenfondswet (1996) schrijft voor dat alle verzekerden van één ziekenfonds dezelfde nominale premie moeten betalen. Bij een verplicht eigen risico moet de premiekorting dan ook uniform zijn. Een consequentie van de introductie van een eigen risico met een uniforme premiekorting is dat zorgbehoeftigen er naar verwachting financieel op achteruitgaan en dat gezonde mensen ervan profiteren.

Bij een eigen risico met een premiekorting die geheel inkomensafhankelijk is — dat wil zeggen: een verlaging van het percentage van het inkomen van ziekenfondsverzekerden dat wordt gestort in de Algemene Kas van de Ziekenfondsraad — profiteren naar verwachting de ziekenfondsverzekerden met hogere inkomens. Dit geldt zowel indien de premiekorting is gebaseerd op de verwachte eigen betaling



als wanneer rekening wordt gehouden met het remgeldeffect. Dit financiële voordeel is groter bij een nominaal eigen risico dan bij een inkomensafhankelijk eigen risico. In het geval van een uniforme premiekorting en een inkomensafhankelijk eigen risico is het onduidelijk welke inkomensgroep profiteert.

### Wel of geen eigen betalingen?

Als een volledige ziektekostenverzekering 'optimaal' is, dan is al het voorgaande nutteloos geweest. Of een vorm van eigen betaling 'optimaal' is, en zo ja, welke vorm en hoogte van eigen betaling, is onderzocht met theoretische en empirische modellen. Factoren die van invloed zijn op de vraag naar verzekering met premies volgens het equivalentiebeginsel zijn enerzijds de mate van risicoaversie (positief effect) en anderzijds de premieopslag en moral hazard (negatief effect). Bij de beschouwde modellen van 'optimale' verzekering is afgezien van mogelijke externe effecten. Het gaat hier derhalve om 'optimaal' in beperkte zin, namelijk 'optimaal' op persoons- of gezinsniveau en niet op maatschappelijk niveau. Verder wordt aangenomen dat de zorg tegen de maatschappelijke kosten wordt aangeboden en dat de consumenten perfect geïnformeerd zijn over de baten van medische behandelingen. Ten slotte wordt voorondersteld dat zorgaanbieders geen vraag naar zorg induceren.

Bij de besproken theoretische modellen is een afweging gemaakt tussen de 'kosten' van het financiële risico (dit vanwege risicoaversie) en premieopslag (restitutiestelsel). Op grond van deze modellen neigt de voorkeur naar een polis met een eigen risico, een procentuele bijbetaling of een combinatie van beide. Het nut van de besproken theoretische modellen is echter beperkt, omdat zij geen rekening houden met moral hazard.

Onderzoekers verbonden aan het RAND-experiment hebben een simulatiemodel opgesteld waarmee de verwachte ziektekosten en de verwachte eigen betalingen kunnen worden geschat voor diverse vormen van en maxima aan eigen betaling. Met de uitkomsten van dit simulatiemodel is de 'optimale' ziektekostenverzekering bepaald. Hierbij is een afweging gemaakt tussen enerzijds de 'kosten' van risico en anderzijds moral hazard. De premieopslag is buiten beschouwing gelaten omdat deze weinig invloed heeft op de 'optimale' verzekering in verhouding tot beide andere factoren. Bij een volledige verzekering zijn de 'kosten' van risico afwezig, maar zijn de kosten vanwege moral hazard hoog. Bij het andere uiterste, geen verzekering, zijn de 'kosten' van het financiële risico hoog maar zijn de kosten vanwege moral hazard afwezig. Blijkens het simulatiemodel heeft de 'optimale' ziektekostenverzekering de vorm van een eigen risico aan de voet gevolgd door een procentuele bijbetaling tot een bepaald maximum.

Verder is — op basis van de bevindingen van het moral-hazardeffect bij het RAND-experiment — onderzocht of een eigen risico op persoons- of gezinsniveau optimaal is. De conclusie is dat zowel de verwachte eigen betaling als de variantie van de eigen betaling bij lage individuele eigen risico's in het algemeen lager is dan bij eigen risico's op gezinsniveau, met hetzelfde verwachte remgeldeffect per

persoon. Op basis hiervan gaat de voorkeur uit naar een eigen risico op persoonsniveau.

Vervolgens is de 'optimale' ziektekostenverzekering bepaald waarbij is gevarieerd met de mate van risicoaversie en moral hazard. De mate van risicoaversie heeft invloed op de 'optimale' polis (zie figuren 8.4 en 8.5). Bij een hogere mate van risicoaversie blijkt van de beschouwde polissen een eigen risico van  $f$  400 optimaal te zijn. Bij een lagere mate van risicoaversie komt boven het eigen risico van  $f$  400 nog een 25%-bijbetaling tot een maximum van  $f$  2000. Bij een geringer moral-hazardeffect (een kwart en de helft van het 'oorspronkelijke' effect) is het 'optimale' maximum aan eigen betaling lager (zie figuren 8.6 en 8.7). Overigens heeft dit — bij de beschouwde polissen — geen invloed op de vorm van de 'optimale' ziektekostenverzekering; die blijft namelijk een eigen risico aan de voet, gevolgd door een procentuele bijbetaling tot een bepaald maximum.

Samengevat kan worden gesteld dat zowel theoretische als empirische onderzoeken aantonen dat de 'optimale' ziektekostenverzekering een vorm van eigen betaling aan de voet kent. Bij deze onderzoeken wordt naast het equivalentiebeginsel onder andere voorondersteld dat mensen geen altruïstische preferenties hebben. De onderzoeken hebben derhalve betrekking op optimaal op persoons- of gezinsniveau en niet op maatschappelijk niveau. Bij de discussies over (verplichte) eigen betalingen in een 'sociale' ziektekostenverzekering, zoals de ziekenfondsverzekering, worden andere argumenten voor en tegen eigen betalingen gebruikt dan bij de bepaling van de 'optimale' ziektekostenverzekering met premies volgens het equivalentiebeginsel zijn gebruikt. Argumenten die dan tegen eigen betalingen kunnen worden genoemd zijn de mogelijke aantasting van de solidariteit tussen gezonde mensen en zorgbehoefigen en de eventuele negatieve effecten op de gezondheid. Het is daarom een sociaal-maatschappelijk vraagstuk of voor de lagere-inkomensgroepen (hoge verplichte) eigen betalingen in de gezondheidszorg wenselijk zijn.

# Literatuur

- Akerlof, G.A., 1970, The market for "lemons": quality uncertainty and the market mechanism, *Quarterly Journal of Economics* 84, 488-500.
- Andel, F.G. van, 1988, Evaluatie van formularium en eigen bijdrage wetgeving in Nederland, West-Duitsland en Engeland, proefschrift, Erasmus Universiteit Rotterdam.
- Arrow, K.J., 1963, Uncertainty and the welfare economics of medical care, *American Economic Review* 53, 941-973.
- Arrow, K.J., 1968, The economics of moral hazard: further comment, *American Economic Review* 58, 537-538.
- Arrow, K.J., 1974, Optimal insurance and generalized deductibles, *Scandinavian Actuarial Journal*, 1-42.
- Arrow, K.J., 1976, Welfare analysis of changes in health coinsurance rates, in: Rosett, R.N. (ed.), *The role of health insurance in the health services sector*, National Bureau of Economic Research, New York, 3-23.
- Bakker, F.M., 1995a, Perikelen rond eigen betalingen. Beschouwingen aan de hand van het experiment-RAND, *Medisch Contact* 50, 989-994.
- Bakker, F.M., 1995b, Optimale verzekering tegen ziektekosten: eigen betalingen?, *Economisch Statistische Berichten* 80, 785-789.
- Bakker, F.M., en R.C.J.A. van Vliet, 1995, The introduction of deductibles for prescription drugs in a national health insurance: compulsory or voluntary?, *Health Policy* 31, 53-65.
- Berg, J. van den, 1985, De eigen bijdrage voor geneesmiddelen in 1983, *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg* 63, 4-12.
- Boland, V.F., 1965, Uncertainty and the welfare economics of medical care: comment, *American Economic Review* 55, 1172-1173.
- Borch, K.H., 1960, The safety loading of reinsurance premiums, *Skandinavisk Aktuariatidskrift* 43, 163-184.
- Borch, K.H., 1966, The optimal reinsurance treaty, *Astin Bulletin* 5, 293-297.
- Borch, K.H., 1975, Optimal insurance arrangements, *Astin Bulletin* 8, 284-290.
- Borch, K.H., 1990, *Economics of insurance*, North-Holland, Amsterdam.
- Browne, M.J., 1992, Evidence of adverse selection in the individual health insurance market, *Journal of Risk and Insurance* 59, 13-33.
- Buchanan, J.L., E.B. Keeler, J.E. Rolph en M.R. Holmer, 1991, Simulating health expenditures under alternative insurance plans, *Management Science* 37, 1067-1090.
- CBS (Centraal Bureau voor de Statistiek), 1995, Maandbericht gezondheidsstatistiek 14 (12), Voorburg/Heerlen.
- Chen, M.K., 1976a, Penny-wise and pound-foolish: another look at the data, *Medical Care* 14, 958-963.
- Chen, M.K., 1976b, More about penny-wise and pound-foolish: a statistical point of view, *Medical Care* 14, 964-968.
- Davidson, B.N., S. Sofaer en P. Gertler, 1992, Consumer information and biased selection in the demand for coverage supplementing Medicare, *Social Science and Medicine* 34, 1023-1034.
- Demers, F., en M. Demers, 1991, Increases in risk and the optimal deductible, *Journal of Risk and Insurance* 58, 670-699.
- Dickerson, O.D., 1968, *Health insurance*, third edition, the Irwin series in risk and insurance, Richard D. Irwin, Inc., Homewood, Illinois.

- Duan, N., 1983, Smearing estimate: a nonparametric retransformation method, *Journal of the American Statistical Association* 78, 605-610.
- Duan, N., W.G. Manning Jr., C.N. Morris en J.P. Newhouse, 1983, A comparison of alternative models for the demand for medical care, *Journal of Business & Economic Statistics* 1, 115-126.
- Duan, N., W.G. Manning Jr., C.N. Morris en J.P. Newhouse, 1984, Choosing between the sample-selection model and the multi-part model, *Journal of Business & Economic Statistics* 2, 283-289.
- Dyckman, Z.Y., 1976, Comment on "Copayments for ambulatory care: penny-wise and pound-foolish", *Medical Care* 14, 274-276.
- Dyckman, Z.Y., en P. McMenamin, 1976, Copayments for ambulatory care, "son of thrupence", *Medical Care* 14, 968-969.
- Eeckhoudt, L., C. Gollier en H. Schlesinger, 1991, Increases in risk and deductible insurance, *Journal of Economic Theory* 55, 435-440.
- Ehrlich, I., en G.S. Becker, 1972, Market insurance, self-insurance, and self-protection, *Journal of Political Economy* 80, 623-648.
- Ellis, R.P., 1986, Rational behavior in the presence of coverage ceilings and deductibles, *Rand Journal of Economics* 17, 158-175.
- Feldman, R.D., 1994, The cost of rationing medical care by insurance coverage and by waiting, *Health Economics* 3, 361-372.
- Feldman, R.D., en B.E. Dowd, 1982, Simulation of a health insurance market with adverse selection, *Operations Research* 30, 1027-1042.
- Feldman, R.D., en B.E. Dowd, 1991a, Must adverse selection cause premium spirals?, *Journal of Health Economics* 10, 349-357.
- Feldman, R.D., en B.E. Dowd, 1991b, A new estimate of the welfare loss of excess health insurance, *American Economic Review* 81, 297-301.
- Feldstein, M.S., 1973, The welfare loss of excess health insurance, *Journal of Political Economy* 81, 251-280.
- Feldstein, M.S., en B.S. Friedman, 1977, Tax subsidies, the rational demand for insurance and the health care crisis, *Journal of Public Economics* 7, 155-178.
- Frank, R.G., en T.G. McGuire, 1986, A review of studies of the impact of insurance on the demand and utilization of specialty mental health services, *Health Services Research* 21, 241-265.
- Friedman, B.S., 1974, Risk aversion and the consumer choice of health insurance option, *Review of Economics and Statistics* 56, 209-214.
- Gaag, J. van der, en W.P.M.M. van de Ven, 1978, The demand for primary health care, *Medical Care* 16, 299-312.
- Gauthier, A.K., D.L. Rogal, N.L. Barrand en A.B. Cohen, 1992, Administrative costs in the U.S. health care system: the problem or the solution?, *Inquiry* 29, 308-320.
- Goddeeris, J.H., 1984a, Medical insurance, technological change, and welfare, *Economic Inquiry* 22, 56-67.
- Goddeeris, J.H., 1984b, Insurance and incentives for innovation in medical care, *Southern Economic Journal* 51, 530-539.
- Goovaerts, M.J., F. de Vylder en J. Haezendonck, 1984, Insurance premiums, Theory and applications, North-Holland, Amsterdam.
- Gould, J.P., 1969, The expected utility hypothesis and the selection of optimal deductibles for a given insurance policy, *Journal of Business* 42, 143-151.
- Granbois, D.H., en J.O. Summers, 1975, Primary and secondary validity of consumer purchase probabilities, *Journal of Consumer Research* 1, 31-38.

- Hagen, J.H., 1993, De kosten van het overheidsbeleid, *Medisch Contact* 48, 395-397.
- Hay, J.W., H. Bailit en D.A. Chiriboga, 1982, The demand for dental health, *Social Science and Medicine* 16, 1285-1289.
- Hay, J.W., en R.J. Olsen, 1984, Let them eat cake: a note on comparing alternative models on the demand for medical care, *Journal of Business & Economic Statistics* 2, 279-282.
- Hellinger, F.J., 1987, Selection bias in health maintenance organizations: analysis of recent evidence, *Health Care Financing Review* 9, 55-63.
- Hellinger, F.J., 1995, Selection bias in HMOs and PPOs: a review of the evidence, *Inquiry* 32, 135-142.
- Hoek, H. van den, 1995, Administratielasten moeten expliciet onderdeel worden van FOZ, *Het Ziekenhuis* 25 (8), 11-12.
- Holmström, B., 1979, Moral hazard and observability, *Bell Journal of Economics* 10, 74-91.
- Hopkins, C.E., F. Gartside en M.I. Roemer, 1976, Rebuttal to "Comment on 'Copayments for ambulatory care: penny-wise and pound-foolish'", *Medical Care* 14, 277.
- Huttin, C., 1994, The use of prescription charges, *Health Policy* 27, 53-73.
- Kaas, R., en P.A. van den Brom, 1994, Premie-aanpassing bij eigen risico en inflatie, in: Berghe, L.A.A. van den, A. Oosenbrug, R. Kaas en H. Wolthuis (red.), *Heterogeniteit in verzekering: Liber amicorum G.W. de Wit*, 515-522.
- Kahneman, D., en A. Tversky, 1979, Prospect theory: an analysis of decision under risk, *Econometrica* 47, 263-291.
- Keeler, E.B., J.L. Buchanan, J.E. Rolph, J.M. Hanley en D.M. Reboussin, 1988, The demand for episodes of medical treatment in the Health Insurance Experiment, RAND Report R-3454-HHS, Santa Monica, CA.
- Keeler, E.B., D.T. Morrow en J.P. Newhouse, 1977, The demand for supplementary health insurance, or do deductibles matter?, *Journal of Political Economy* 85, 789-801.
- Keeler, E.B., J.P. Newhouse en C.E. Phelps, 1977, Deductibles and the demand for medical care services: the theory of a consumer facing a variable price schedule under uncertainty, *Econometrica* 45, 641-655.
- Keeler, E.B., D.A. Relles en J.E. Rolph, 1977a, The choice between family and individual deductibles in health insurance policies, *Journal of Economic Theory* 16, 220-227.
- Keeler, E.B., D.A. Relles en J.E. Rolph, 1977b, An empirical study of the differences between family and individual deductibles in health insurance, *Inquiry* 14, 269-277.
- KISG (Stichting KLOZ informatiesysteem gezondheidszorg), 1977, *Jaarboek 1975 en 1976*, Noordwijk.
- KISG (Stichting KLOZ informatiesysteem gezondheidszorg), 1985, *Jaarboek 1984*, Houten.
- Klein, J.J.M. de, 1994, Eigen betalingen in de zorg, *Vereniging van Nederlandse Zorgverzekeraars*, Zeist.
- Klein, J.J.M. de, en J.W.M. Collaris, 1984, Evaluatie van de eigen bijdrage maatregel farmacie, *Vereniging Nederlandse Ziekenfondsen*, Zeist.
- Klugman, S.A., 1984, Loss distributions: estimation, large sample theory, and applications, in: Vylder, F. de, M. Goovaerts en J. Haezendonck (eds.), *Premium calculation in insurance*, Reidel, Dordrecht, 263-284.
- Laan, B.S. van der, 1988, *Modelling total costs of claims of non-life insurances*, proefschrift, Erasmus Universiteit Rotterdam.
- Labelle, R., G. Stoddart en T. Rice, 1994a, A re-examination of the meaning and importance of supplier-induced demand, *Journal of Health Economics* 13, 347-368.
- Labelle, R., G. Stoddart en T. Rice, 1994b, Editorial: response to Pauly on a re-examination of the meaning and importance of supplier-induced demand, *Journal of Health Economics* 13, 491-494.

- Lamers, L.M., 1995, Gezondheidsenquête onder verzekerden van zorgverzekeraar Zorg en Zekerheid, Een beschrijvende analyse, instituut Beleid en Management Gezondheidszorg, Erasmus Universiteit Rotterdam.
- Lamers, L.M., 1997, Medical consumption of respondents and non-respondents to a mailed health survey, *European Journal of Public Health*, te verschijnen.
- Lavers, R.J., 1989, Prescription charges, the demand for prescriptions and morbidity, *Applied Economics* 21, 1043-1052.
- Lees, D.S., en R.G. Rice, 1965, Uncertainty and the welfare economics of medical care: comment, *American Economic Review* 55, 140-154.
- Leibowitz, A., 1989, Substitution between prescribed and over-the-counter medications, *Medical Care* 27, 85-94.
- Luft, H.S., 1986, Compensating for biased selection in health insurance, *Milbank Quarterly* 64, 566-591.
- Luft, H.S., 1995, Potential methods to reduce risk selection and its effects, *Inquiry* 32, 23-32.
- Lurie, N., N.B. Ward, M.F. Shapiro, C. Callego, R. Vaghaiwalla en R.H. Brook, 1986, Termination of Medi-Cal benefits, A follow-up study one year later, *New England Journal of Medicine* 314, 1266-1268.
- Machina, M.J., 1987, Choice under uncertainty: problems solved and unsolved, *Journal of Economic Perspectives* 1, 121-154.
- Manning, W.G., J.P. Newhouse, N. Duan, E.B. Keeler, A. Leibowitz en M.S. Marquis, 1987, Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment, *American Economic Review* 77, 251-277.
- Marquis, M.S., 1992, Adverse selection with a multiple choice among health insurance plans: a simulation analysis, *Journal of Health Economics* 11, 129-151.
- Marquis, M.S., en M.R. Holmer, 1986, Choice under uncertainty and the demand for health insurance, RAND Report N-2516-HHS, Santa Monica, CA.
- Marquis, M.S., en C.E. Phelps, 1987, Price elasticity and adverse selection in the demand for supplementary health insurance, *Economic Inquiry* 25, 299-313.
- Mattison, N. (ed.), 1995, Sharing the costs of health: a multi-country perspective, The pharmaceutical partners for better healthcare, Basel, Switzerland.
- Mootz, M., 1984, Gezondheid, medische consumptie en verzekering opnieuw bezien, *Medisch Contact* 39, 1201-1205.
- Mootz, M., 1985, The need for health care utilization and its relation to insurance coverage for medical expenses, *Gezondheid en Samenleving* 6, 232-237.
- Mossin, J., 1968, Aspects of rational insurance purchasing, *Journal of Political Economy* 76, 553-568.
- Need, A., R.A.G. van Puijenbroek en F.P. van Tulder, 1992, Het plan-Simons en het eigen risico, *Economisch Statistische Berichten* 77, 968-972.
- Newhouse, J.P., 1978a, Insurance benefits, out-of-pocket payments, and the demand for medical care: a review of the literature, RAND Report P-6134, Santa Monica, CA.
- Newhouse, J.P., 1978b, The economics of medical care: a policy perspective, *Perspectives on economics series*, Addison-Wesley, Inc., Reading, Massachusetts.
- Newhouse, J.P., 1992, Medical care costs: how much welfare loss?, *Journal of Economic Perspectives* 6 (3), 3-21.
- Newhouse, J.P., e.a., 1993, Free for all? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Newhouse, J.P., W.G. Manning, E.B. Keeler en E.M. Sloss, 1989, Adjusting capitation rates using objective health measures and prior utilization, *Health Care Financing Review* 10 (3), 41-54.

- Newhouse, J.P., C.E. Phelps en M.S. Marquis, 1980, On having your cake and eating it too. Econometric problems in estimating the demand for health services, *Journal of Econometrics* 13, 365-390.
- Newhouse, J.P., J.E. Rolph, B. Mori en M. Murphy, 1980, The effect of deductibles on the demand for medical care services, *Journal of the American Statistical Association* 75, 525-533.
- OECD, 1992, The reform of health care, A comparative analysis of seven OECD countries, Health Policy Studies No. 2, Paris.
- Pashigian, B.P., L.L. Schkade en G.H. Menefee, 1966, The selection of an optimal deductible for a given insurance policy, *Journal of Business* 39, 35-44.
- Pauly, M.V., 1968, The economics of moral hazard: comment, *American Economic Review* 58, 531-537.
- Pauly, M.V., 1984, Is cream-skimming a problem for the competitive medical market?, *Journal of Health Economics* 3, 87-95.
- Pauly, M.V., 1992, Fairness and feasibility in national health care systems, *Health Economics* 1, 93-103.
- Pauly, M.V., 1994, Editorial: a re-examination of the meaning and importance of supplier-induced demand, *Journal of Health Economics* 13, 369-372.
- Peele, P.B., 1993, Evaluating welfare losses in the health care market, *Journal of Health Economics* 12, 205-208.
- Post, D., 1984, Wijzigingen in de prescriptie, *Medisch Contact* 39, 19-21.
- Post, D., 1985, Eigen bijdrage en prescriptie, *Medisch Contact* 40, 687-689.
- Post, D., 1986, Vijf jaar prescriptie, *Medisch Contact* 41, 1103-1104.
- Poullier, J.-P., 1992, Administrative costs in selected industrialized countries, *Health Care Financing Review* 13 (4), 167-172.
- Pratt, J.W., 1964, Risk aversion in the small and in the large, *Econometrica* 32, 122-136.
- Raviv, A., 1979, The design of an optimal insurance policy, *American Economic Review* 69, 84-96.
- Reinhardt, U.E., 1985, The theory of physician-induced demand, Reflections after a decade, *Journal of Health Economics* 4, 187-193.
- Rice, T., 1992, An alternative framework for evaluating welfare losses in the health care market, *Journal of Health Economics* 11, 85-92.
- Rice, T., N. McCall en J.M. Boismier, 1991, The effectiveness of consumer choice in the Medicare supplemental health insurance market, *Health Services Research* 26, 223-246.
- Roemer, M.I., en C.E. Hopkins, 1976, Response to M.K. Chen, *Medical Care* 14, 963-964.
- Roemer, M.I., C.E. Hopkins, L. Carr en F. Gartside, 1975, Copayments for ambulatory care: penny-wise and pound-foolish, *Medical Care* 13, 457-466.
- Rothschild, M., en J. Stiglitz, 1976, Equilibrium in competitive insurance markets: an essay on the economics of imperfect information, *Quarterly Journal of Economics* 90, 629-649.
- Rubinstein, A., en M.E. Yaari, 1983, Repeated insurance contracts and moral hazard, *Journal of Economic Theory* 30, 74-97.
- Rutten, F.F.H., 1978, The use of health care facilities in The Netherlands, An econometric analysis, proefschrift, Centrum voor Onderzoek van de Economie van de Publieke Sector, Leiden.
- Schlesinger, H., 1981, The optimal level of deductibility in insurance contracts, *Journal of Risk and Insurance* 48, 465-481.
- Schut, F.T., 1995, Competition in the Dutch health care sector, proefschrift, Erasmus Universiteit Rotterdam.
- Schut, F.T., en J.G.A. van Hoek, 1993, Falende marktordening in de particuliere ziektekosten-verzekering, *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg* 71, 303-311.

- Shavell, S., 1979, On moral hazard and insurance, *Quarterly Journal of Economics* 93, 541-562.
- Smith, V.L., 1968, Optimal insurance coverage, *Journal of Political Economy* 76, 68-77.
- Standpunt eigen betalingen in de gezondheidszorg, 1992, Rapport van de werkgroep 'Standpunt eigen betalingen in de gezondheidszorg', Den Haag, ook geplaatst als middenkatern in *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg* 70 (8), 1992.
- Starmans, H.B.G., 1991, Tijdreeds- en onderbroken tijdreedsstudies naar het effect van eigen betalingen op de medische consumptie, Rijksuniversiteit Limburg, Maastricht, niet gepubliceerd.
- Starmans, H.B.G., 1996, Eigen betalingen voor medische zorg in de Nederlandse sociale ziektekostenverzekering, in: Lapré, R.M., e.a. (red.), *Handboek structuur en financiering gezondheidszorg*, 1993, De Tijdstroom, Utrecht, B.17-1-1 tot en met B.17-6-6.
- Starmans, H.B.G., en J.M.H.F.M. Verkooijen, 1990, Het effect van eigen betalingen in de Nederlandse gezondheidszorg, Casus orthopedisch schoeisel, *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg* 68, 383-388.
- Starmans, H.B.G., J.M.H.F.M. Verkooijen en M.J.A.P. VanderBroeck, 1993, Het effect van eigen betalingen in de Nederlandse gezondheidszorg, Casus poliklinische specialistenhulp, *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg* 71, 223-230.
- Stiglitz, J.E., 1983, Risk, incentives and insurance: the pure theory of moral hazard, *Geneva Papers on Risk and Insurance* 8 (26), 4-33.
- Thaler, R., 1980, Toward a positive theory of consumer choice, *Journal of Economic Behavior and Organization* 1, 39-60.
- Thorpe, K.E., 1992, Inside the black box of administrative costs, *Health Affairs* 11 (Summer), 41-55.
- Tulder, F.P. van, en A. Bruyns, 1995, Eigen risico in de gezondheidszorg, *Economische Statistische Berichten* 80, 445-449.
- Ven, W.P.M.M. van de, 1980, Effecten van eigen bijdrage in de gezondheidszorg, I Economie van de gezondheidszorg, II Overzicht onderzoeksresultaten, III Slotbeschouwing, *Medisch Contact* 35, 155-157, 189-194, 216-218.
- Ven, W.P.M.M. van de, 1982, Het RAND ziektekostenverzekering experiment, *Tijdschrift voor Sociale Geneeskunde* 60, 314-325.
- Ven, W.P.M.M. van de, 1984, *Studies in health insurance and econometrics*, proefschrift, Rijksuniversiteit Leiden.
- Ven, W.P.M.M. van de, 1987, An econometric model for the simultaneous estimation of the demand for medical care and the demand for health insurance, A first approach, *Economics Letters* 24, 299-303.
- Ven, W.P.M.M. van de, 1989, Risicoselectie en zorgverzekering, *Economisch Statistische Berichten* 74, 477-482.
- Ven, W.P.M.M. van de, 1993, De rol van ziektekostenverzekering, in: Lapré, R.M., en F.F.H. Rutten (red.), *Economie van de gezondheidszorg*, tweede, herziene druk, Lemma, Utrecht, 121-176.
- Ven, W.P.M.M. van de, E.M. van Barneveld, F.T. Schut en R.C.J.A. van Vliet, 1995, Premiebandbreedte en acceptatieplicht op een concurrerende zorgverzekeringsmarkt, instituut Beleid en Management Gezondheidszorg, Erasmus Universiteit Rotterdam.
- Ven, W.P.M.M. van de, en J. van der Gaag, 1982, Health as an unobservable, A MIMIC-model of demand for health care, *Journal of Health Economics* 1, 157-183.
- Ven, W.P.M.M. van de, en B.M.S. van Praag, 1981a, Risk aversion and deductibles in private health insurance: application of an adjusted tobit model to family health care expenditures, in: Gaag, J. van der, en M. Perlman (eds.), *Health, economics, and health economics*, North-Holland, Amsterdam, 125-148.



- Ven, W.P.M.M. van de, en B.M.S. van Praag, 1981b, The demand for deductibles in private health insurance, A probit model with sample selection, *Journal of Econometrics* 17, 229-252.
- Ven, W.P.M.M. van de, en R.C.J.A. van Vliet, 1992a, How can we prevent cream skimming in a competitive health insurance market? The great challenge for the 90's, in: Zweifel, P., en H.E. Frech III (eds.), *Health economics worldwide*, Kluwer, Dordrecht, 23-46.
- Ven, W.P.M.M. van de, en R.C.J.A. van Vliet, 1992b, Welke gezondheidskenmerken opnemen in de normuitkeringenformule?, *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg* 70, 180-188.
- Ven, W.P.M.M. van de, en R.C.J.A. van Vliet, 1993, Normuitkeringen, De achilleshiel van het nieuwe stelsel van ziektekostenverzekering, Kluwer SOVAC reeks, Kluwer, Deventer.
- Ven, W.P.M.M. van de, en R.C.J.A. van Vliet, 1995, Consumer information surplus and adverse selection in competitive health insurance markets: an empirical study, *Journal of Health Economics* 14, 149-169.
- Ven, W.P.M.M. van de, R.C.J.A. van Vliet, F.T. Schut en E.M. van Barneveld, 1996, Vouchers voor particuliere ziektekostenverzekeringen, *Economisch Statistische Berichten* 81, 948-952.
- Vliet, R.C.J.A. van, 1988, Hospital utilization, performance measures and health status, proefschrift, Erasmus Universiteit Rotterdam.
- Vliet, R.C.J.A. van, 1992, Predictability of individual health care expenditures, *Journal of Risk and Insurance* 59, 443-460.
- Vliet, R.C.J.A. van, 1995, Financiële consequenties van eigen bijdragen in de gezondheidszorg: een modelmatige benadering, *Het Verzekerings-Archief* 72, 66-74.
- Vliet, R.C.J.A. van, en W.P.M.M. van de Ven, 1986, Consumptieverschillen tussen ziekenfonds- en particulier verzekerden nader onderzocht, *Overzicht van empirische bevindingen, Gezondheid en Samenleving* 7, 81-94.
- Voorzee, H., P. van den Broek, H.R. Juch en H.J.M. van Leeuwen, 1995, Gepast betalen voor zorg, Rapport uitgebracht aan het ministerie van VWS, VB Advies.
- Welch, B.L., J.W. Hay, D.S. Miller, R.J. Olsen, R.M. Rippey en A.S. Welch, 1987, The Rand Health Insurance Study: a summary critique, *Medical Care* 25, 148-156.
- Wit, G.W. de, 1986a, De financiering van ziektekostenverzekeringen, *Nationale-Nederlanden*, Rotterdam.
- Wit, G.W. de, 1986b, The politics of rate discrimination: an international perspective, *Journal of Risk and Insurance* 53, 644-661.
- Wit, G.W. de, 1987, De prijsvorming van verzekeringen, in: Eijje, J.H. von, A.C.M. de Bakker, P.H.M. Kuys en L. de Waal (red.), *Economie van het verzekeringsbedrijf*, Kluwer, Deventer, 43-55.
- Wit, G.W. de, en J. van Eeghen, 1984, Rate making and society's sense of fairness, in: Vylder, F. de, M. Goovaerts en J. Haezendonck (eds.), *Premium calculation in insurance*, Reidel, Dordrecht, 151-169.
- Wit, G.W. de, en W.M. Kastelijn, 1977, An analysis of claim experience in private health insurance to establish a relation between deductibles and premium rebates, *Astin Bulletin* 9, 257-266.
- Wolf, C., en L. Pohlman, 1983, The recovery of risk preferences from actual choices, *Econometrica* 51, 843-850.
- Wolfe, J.R., en J.H. Goddeeris, 1991, Adverse selection, moral hazard, and wealth effects in the Medigap insurance market, *Journal of Health Economics* 10, 433-459.
- WVC (Ministerie van Welzijn, Volksgezondheid en Cultuur), 1985, Evaluatie eigen-bijdrage-regeling geneesmiddelen/kostenbeheersing geneesmiddelensector, nr. 320578, Rijswijk.
- Zeckhauser, R., 1970, Medical insurance: a case study of the tradeoff between risk spreading and appropriate incentives, *Journal of Economic Theory* 2, 10-26.
- Ziekenfondsraad, 1992, Advies inzake eigen betalingen, Amstelveen.

- Ziekenfondsraad, 1997, Budgettering Ziekenfondswet 1997, Ziekenfondsraad/SEA-publikatie (nr. 14, februari), Amstelveen.
- Zorg en Zekerheid, 1992, Zorg in kaart, Informatie over aanbod, consumptie en ontwikkelingen binnen zorgsectoren en verzekerdenpopulatie in het primaire werkgebied van Z en Z, Zorgverzekeraar Zorg en Zekerheid, Leiden.
- Zorg en Zekerheid, 1994, Visie met zorg, Visie op zorg gecombineerd met het aanbod en de consumptie binnen het werkgebied van Zorg en Zekerheid in 1991 en 1992, Zorgverzekeraar Zorg en Zekerheid, Leiden.
- Zweifel, P., 1992, Bonus options in health insurance, Kluwer, Dordrecht.

# Summary

The purpose of the first part of this research is to obtain theoretical and empirical knowledge of (1) the amount of out-of-pocket expenditure, (2) moral hazard, and (3) adverse selection, as a consequence of health insurance with cost sharing. Adverse selection is not relevant in case of compulsory cost sharing. Furthermore, the effect of cost sharing on (4) the administration costs for the insurer, has been considered. The separate effects of these factors on the actuarially fair premium have been estimated. Besides, a premium model has been developed that analyses the four components together. The purpose of the second part of this research is to investigate 'optimal' health insurance with regard to cost sharing.

This research is concerned with the cure sector (approximately the coverage of the sickness fund insurance or private health insurance, both extended with supplementary health insurance policies). The long-term care sector is not considered at all.

Firstly, the three components of the actuarially fair premium reduction as a result of *compulsory* cost sharing are investigated, namely: the out-of-pocket expenditure, moral hazard, and the administration costs (loading fee). With *voluntary* cost sharing adverse selection may occur from the point of view of the insurer. This component is considered next. After that, the effect of the four components together is estimated (premium model). Then, the premium reductions which private health insurers offer in practice are considered. Furthermore, possible premium reductions due to the introduction of cost sharing in the sickness fund insurance are deliberated. Finally, 'optimal' health insurance design with regard to cost sharing is discussed.

## Out-of-pocket expenditure

A health insurance policy with cost sharing implies that some health care costs are for the insured and some for the insurer. In case of cost sharing a premium reduction relative to the premium for full coverage is possible. The (hypothetical) out-of-pocket expenditure (per person and per year) has been estimated for various levels of deductible, coinsurance and combinations of both, ignoring moral hazard and adverse selection. This out-of-pocket expenditure has been calculated with data of 1993 from a sickness fund. In the period concerned, all sickness fund members had the same, approximately full, insurance.

The (hypothetical) mean out-of-pocket expenditure can easily be calculated if the empirical distribution of health care costs of individuals with complete coverage is known (apart from moral hazard and adverse selection). The out-of-pocket expenditure as a result of a deductible is obtained by truncating the empirical health care costs distribution at the amount of the (hypothetical) deductible. Insured who have health care costs below the deductible in a certain year have out-of-pocket expendi-

tures which are equal to their costs. On the other hand, insured who have costs that exceed the deductible have out-of-pocket expenditures equal to the deductible.

The out-of-pocket expenditure has been estimated with a two-part model. Then, health care costs are modelled in two parts, namely in (1) the probability of having costs in one year, and (2) the non-zero costs, which are presumed to be lognormal distributed. The main advantage of such a two-part model is that with estimates of only three parameters the out-of-pocket expenditure can be estimated simply. These estimated out-of-pocket expenditures proved to be virtually equal to the mean out-of-pocket expenditure — based on the empirical distribution of costs — for common levels of deductible, apart from moral hazard and adverse selection.

As a result of the introduction of a compulsory individual deductible of  $f$  200 (1993, Dutch guilders) per year for a basic health insurance policy the expected out-of-pocket expenditure is equal to  $f$  143, apart from moral hazard. The quotient of expected out-of-pocket expenditure and deductible declines as the amount of deductible increases. For example, in this case the expected out-of-pocket expenditure equals  $f$  458 for a deductible of  $f$  1000. The out-of-pocket expenditure as a result of coinsurance with an upper limit on out-of-pocket expenditure can be derived from the out-of-pocket expenditure in case of a deductible. For example, a 25%-coinsurance rate for the first  $f$  800 costs, implying an upper limit on out-of-pocket expenditure of  $f$  200, results in an out-of-pocket expenditure equal to 25 percent of the out-of-pocket expenditure in case of a deductible of  $f$  800. Such a 25%-coinsurance plan results in an expected out-of-pocket expenditure of  $f$  100 in this study. Generally, the expected out-of-pocket expenditure increases if the coinsurance rate increases, assuming the same upper limit on out-of-pocket expenditure, and apart from moral hazard and adverse selection. Hence, the premium reduction can be higher as the coinsurance rate increases, so that the maximum financial loss for an insured as a result of cost sharing — i.e. the maximum out-of-pocket expenditure minus the premium reduction — decreases with a higher coinsurance rate.

The out-of-pocket expenditure is related to various individual risk factors. For a basic health insurance policy the out-of-pocket expenditure is in general lower for the healthy and young people than for the sickly and elderly. The expected out-of-pocket expenditure in case of a deductible of  $f$  200 per person per year is for men in the age of '5-24'  $f$  99 and for women of 65+  $f$  182. An expected out-of-pocket expenditure, apart from moral hazard and adverse selection, can be determined with the estimated parameters of the two-part model, in which in addition to age and gender many other risk factors have been included (table 3.7).

The out-of-pocket expenditure is also estimated in case of deductibles for specific types of care, namely prescribed drugs, technical aids, dental care, and physiotherapy. The presumed lognormal distribution for the non-zero costs of these specific types of care mostly fits the empirical distribution poorly. Nevertheless, the deviation between the expected out-of-pocket expenditure (model) and the mean out-of-pocket expenditure (empirical) is very small in general. Of course, the more

specific the deductible is, the lower is the expected out-of-pocket expenditure, and hence the premium reduction. Because of this, the maximum financial loss is larger the more specific the deductible is.

An important determinant of the expected out-of-pocket expenditures is the probability of having costs. Because of this, the expected out-of-pocket expenditure in case of a deductible specific for dental care, is high and for technical aids low in general. Therefore, people who need technical aids may have a large financial disadvantage in case of a deductible specific for technical aids compared with full coverage.

Furthermore, the expected out-of-pocket expenditure is larger when the standard deviation of the non-zero health care costs is smaller, assuming the same expected probability of having costs, the same expected costs, and the non-zero costs to be lognormal distributed. The standard deviation of the positive dental care costs is small; relatively many people have costs that are close to the mean costs and only a few people have high costs. This in combination with a high probability of using dental care in one year results in a high expected out-of-pocket expenditure — relatively to the total dental care costs — in case of a deductible specific for dental care. So, the out-of-pocket expenditure as a result of a small deductible specific for dental care will hardly be smaller than the out-of-pocket expenditure in case of no insurance for dental care, apart from moral hazard and adverse selection. However, the financial risk for insured is limited in case of a deductible specific for dental care, whereas in case of no insurance for dental care the financial risk is in principle unlimited.

The general conclusion is that with estimates for only three parameters of the two-part model expected out-of-pocket expenditures can be determined which are very close to the mean out-of-pocket expenditures, apart from moral hazard and adverse selection. This concerns cost sharing both for a basic health insurance policy and for insurance for specific types of care.

### **Moral hazard**

Health insurance may result in an overconsumption of medical care: the moral hazard effect. Insured have less incentives to avoid a health care costs episode and, in case of such an episode, to restrain these costs as far as possible. In the opposite direction, cost sharing may result in a cost-reduction — a smaller moral hazard effect — in comparison to full coverage.

The emphasis in the definition of moral hazard changed slightly through the years from immoral behaviour (fraud) to rational behaviour (economic trade-off). The description of moral hazard as fraud or 'only' overconsumption is probably related to the type of insurance.

The price insured have to pay for health care in case of coinsurance or copayments without a maximum amount of out-of-pocket expenditure, is in relative terms respectively in absolute terms constant over time. In case of a maximum amount of out-of-pocket expenditure, for example a deductible, the price insured have to pay

for health care depends on their use of health care. Such a maximum complicates research with respect to the effect of out-of-pocket payments on health care costs.

A methodological problem in estimating the cost-reductions as a result of compulsory out-of-pocket payments is, among others, the absence of a control group. With voluntary out-of-pocket payments adverse selection may affect the estimation of the moral hazard effect. The RAND Health Insurance Experiment (1974-1982) is the only large-scale investigation in which such methodological problems did not occur. A result of this American experiment is that people who were fully covered had 46 percent more health care costs than insured with a high deductible. Furthermore, an individual deductible of \$ 150 specific for non-clinical health care resulted in a reduction of 8 percent of the hospital admission probability and a reduction of 20 percent of the total health care costs in comparison to full coverage.

The results of the numerous studies into the moral hazard effect are difficult to compare because of differences in relevant factors. Besides the different types of cost sharing (copayment, coinsurance, deductible and no claim bonus) are the following important: (1) the level of out-of-pocket payments, (2) the maximum amount of out-of-pocket expenditure, (3) whether cost sharing is imposed for all health care or specifically for one type of care, (4) for everybody or for a specific group, (5) on individual or family level, and (6) during which period the moral hazard effect has been estimated.

Empirical investigations show that cost sharing mainly influences the number of health care *costs* episodes, but hardly affects the costs of each episode. Because of this, small cost-reductions can be expected in case of cost sharing for 'all' health care but not for a consultation with a primary care physician.

The RAND-experiment shows that a high maximum amount of out-of-pocket expenditure had little or no measurable effect on health status for the 'average' individual. However, cost sharing reduced both necessary and unnecessary care. Furthermore, the severity of illnesses treated under cost sharing was nearly equal to that under free care. A probable reason for this small effect of cost sharing on health status is that the increase of unnecessary care due to health insurance causes a decrease in health status because of iatrogenic diseases. Indeed, free care marginally improved both near and far corrected vision, and the poor who began the RAND-experiment with elevated blood pressure had their blood pressure lowered more on the free care plan than on the cost-sharing plans.

The general conclusion is that an increase of the level of the out-of-pocket payments causes a decline of the demand for the health care concerned. However, the exact degree of this response is uncertain. Many investigations show that the cost-reduction due to cost sharing is larger when: (1) time price is lower, (2) income is lower, (3) medical care is less necessary, and (4) the patient has more influence on the decision to obtain medical care.

### Loading fee

According to the equivalence principle, the net premiums should be equal to the expected health care costs for account of the insurer. However, this premium is not enough for the insurer because of administration costs. Therefore, insurers have to add a loading fee to the net premium. Theoretically, the loading fee comprises several components: (1) transaction-related costs, (2) overhead costs, (3) selling and marketing costs, (4) regulatory and compliance costs, and (5) profit. These components primarily result in a fixed loading fee and/or a loading fee proportionally to the expected health care costs.

In public health insurance, for example the Dutch sickness fund insurance, health care providers submit their bills directly to the insurer of their patients. On the other hand, privately insured pay the bill in general themselves and get reimbursed afterwards. In practice, administration costs are for public health insurance lower than for private health insurance.

Obviously, a fixed loading fee is independent of the amount of deductible. Theoretically, in private health insurance the proportional loading fee can be lower as the amount of deductible increases because of a reduction of the number of claims submitted to the insurer. In public health insurance the administration costs increase in case of cost sharing, apart from moral hazard.

### Adverse selection

Hitherto the components which may have an effect on the premium reduction in case of *compulsory* cost sharing are investigated. With *voluntary* cost sharing adverse selection may occur from the point of view of the insurer. Adverse selection is the tendency that relatively high-risk individuals within an actuarial risk group as distinguished by an insurer are more likely to buy insurance or to buy larger amounts than relatively low-risk individuals within the same actuarial risk group.

Survey data has been used to investigate whether sickness fund insured wished to conclude supplementary insurance if a compulsory deductible specific for drugs would have been introduced. 51,5 percent of the respondents would like to have a supplementary insurance that compensates for out-of-pocket payments in this case. Univariate analyses show that mainly high-risk individuals are inclined to conclude the supplementary insurance. According to multivariate analyses, the choice for this insurance is especially related to last year's medical consumption and perceived health status. The health perceptions five years ago, and the expectation with regard to a hospital admission and a consultation with a medical specialist next year, have no statistically significant effect on the choice for the supplementary insurance.

The mean health care costs for basic health insurance were f 2210 for insured who were inclined to conclude the supplementary insurance versus f 1366 for the others (+62 percent). This means a substantial potential adverse selection. An important question is whether an insurer could prevent adverse selection if the

premiums are 'sufficiently' risk-related. Multivariate analyses show that with a supplementary insurance preference as expressed in the questionnaire, adverse selection with respect to the basic health insurance is avoidable in principle if the premiums are related to age, gender and individual health care costs in the past.

The difference in mean drug costs between both groups is relatively larger, namely f 516 per insured who choose the supplementary insurance versus f 259 for the others (+99 percent). The most comprehensive two-part model could not explain this difference in drug costs completely. It remains uncertain whether consumers have more relevant information about their future drug costs than insurers. Maybe, an insurer could have explained this difference completely with more specific information, for example about specific individual drug use in the past. If this is the case, an insurer could also use this information for premium rating. Hence, adverse selection is then avoidable, theoretically.

An important limitation of this study is that adverse selection is only related to a situation in which consumers had a survey choice whether or not to conclude a supplementary insurance policy that compensates for out-of-pocket payments as a result of a compulsory deductible specific for drugs. Furthermore, in the questionnaire both the amount of 'compulsory' deductible and the premium for the supplementary insurance were not mentioned. Besides, the effect of adverse selection has been investigated with health care costs data in the period of about four months before and eight months after the survey choice. In relative terms the consumer information surplus was in the first four months larger than in the last eight months. In practice, the choice for a specific health insurance policy concerns at least a one-year period, so the consumer information surplus has probably been overestimated in this study.

### Premium model

A premium model has been developed to calculate actuarially fair premiums for health insurance policies with or without a deductible. The relationship between the expected out-of-pocket expenditure and the moral hazard effect has been investigated. The moral hazard effect used for the premium model is based on the RAND-experiment. Assuming a cost-reduction exclusively via a decrease of the probability of having costs — which seems a reasonable assumption — the cost-reduction is a same percentage of the expected costs for account of the insured (out-of-pocket payments) and the insurer (claims). In case of a low deductible the expected out-of-pocket expenditure is small relatively to the total health care costs. This implies that a cost-reduction because of a low deductible results in a small (absolute) reduction of the expected out-of-pocket expenditure and in a substantial (absolute) decrease of the expected health care costs for account of the insurer.

The premium model that takes into account both the expected out-of-pocket expenditure and moral hazard gives for deductibles between f 300 and f 800 a larger premium reduction than the amount of deductible. Such a combination of deductible and premium reduction implies that insured can never have a financial



loss compared with full coverage. It has to be remarked that the cost-reduction for deductibles to  $f$  1500 is likely overestimated.

The administration costs strongly depend on the type of health insurance, for example individual versus group health insurance and social versus private health insurance. Because of this, administration costs are not easy to incorporate in the premium model. Out-of-pocket payments as a result of a deductible involve less administration costs in a refund system but more administration costs in a managed care system. A reduction of the moral hazard effect results in an absolute decrease of the administration costs, independent of the administration system.

If an insurer offers supplementary insurance that compensates for 'compulsory' out-of-pocket payments, adverse selection may occur. Generally, adverse selection has a small absolute effect on the expected health care costs for the supplementary insurance. Like moral hazard, adverse selection mainly has consequences for the expected health care costs for the basic health insurance policy with a 'compulsory' deductible.

According to the RAND-experiment, the expected cost-reduction per person as a result of a deductible compared to full coverage is approximately proportional to the expected health care costs per person at full coverage. In case of adverse selection, generally low-risk individuals (the healthy) prefer a deductible. Hence, the expected cost-reduction per person with a deductible in case of a voluntary deductible will be less than in case of a compulsory deductible.

The mean premium reduction in case of a voluntary individual deductible of  $f$  1500 per year could be about  $f$  1500 per person. This reduction is based on the expected out-of-pocket expenditure, moral hazard, and adverse selection. Consequently, an 'average' person can choose a deductible of  $f$  1500 without financial risk compared to full coverage. However, both the effect of adverse selection and moral hazard are probably estimated too large.

In principle, the net actuarially fair premium for a supplementary insurance that compensates for out-of-pocket payments as a result of a 'compulsory' deductible, can be based on the mean out-of-pocket expenditure of 'all' insured (per distinguished risk group). However, such a premium is not high enough to be equivalent to the expected health care costs for an insurer because of adverse selection, moral hazard, and the interaction between both. Besides, the net premium has to be elevated with a loading fee.

Moral hazard and adverse selection affect the health care costs for the supplementary insurance itself, but too — and even to a large (absolute) extent — the costs for the basic health insurance with the 'compulsory' deductible. In case of a deductible up to  $f$  1500 the net premium for the supplementary insurance should be higher than the amount of deductible if the total effect of moral hazard and adverse selection is discounted in the premium for the supplementary insurance. Theoretically, such an insurance policy will not come onto the market. Besides competition, a supplementary insurance that compensates for 'compulsory' out-of-pocket payments can disappear from the market by legislation. Moral hazard for the basic

health insurance policy could be a reason for a government to forbid such supplementary insurance.

The components used to determine the actuarially fair premium reduction in case of a deductible have different levels of uncertainty. The *expected* out-of-pocket expenditure — apart from moral hazard and adverse selection — is surrounded with relatively little uncertainty. The effect of moral hazard is based on the RAND-experiment. For low deductibles it is doubtful whether insured do not more anticipate on reaching the maximum amount of out-of-pocket expenditure. The effect of adverse selection strongly depends on the degree to which premiums are risk-rated. Moreover, this effect is related to the contract period of the insurance policy. Finally, the administration costs for an insurer cannot easily be incorporated in the premium model because these strongly depend on the type of health insurance.

### Premium reduction in practice

In practice, private health insurers could in general only determine the total effect of a deductible on the claimed individual health care costs. The premium reductions according to the premium model have been compared with the premium reductions which private health insurers offer in case of a deductible. In 1994, about three quarter of the private health insurers in the Netherlands offered at least one insurance policy with a higher extra premium reduction than the increase of the amount of deductible. This phenomenon mainly occurred with regard to the premiums for elderly singles and 'elderly' families. Premium reductions higher than the amount of deductible cannot be based on the expected out-of-pocket expenditure only. To what extent such a premium reduction is based on adverse selection, moral hazard, the effect on administration costs or market conditions, remains unclear.

### Premium reduction in sickness fund insurance

The sickness fund insurance premium consists of an income-dependent and an income-independent part. The income-dependent premiums are payed into the Central Fund of the Sickness Fund Council. Sickness funds obtain risk-adjusted capitation payments from this Central Fund. Besides, sickness fund insured pay a premium directly to the insurer (the nominal premium). The capitation payment together with the nominal premium should equal the insured risk as good as possible, apart from administration costs. The Sickness Fund Act (1996) dictates that all insured of the same sickness fund have to pay the same nominal premium. This implies a uniform premium reduction in case of a compulsory deductible. A consequence of the introduction of a deductible with a uniform premium reduction is that in general those in poor health will have a financial loss and the healthy a benefit.

A combination of a deductible and a fully income-dependent premium reduction — this means: a reduction of the percentage of the income that is payed into the

Central Fund — results in an expected financial benefit for sickness fund insured with higher incomes. This financial benefit is larger with a nominal deductible than with an income-related deductible. In case of a uniform premium reduction and an income-related deductible it is not clear which income group has an expected financial benefit.

### Whether or not cost sharing?

If full health insurance is 'optimal', all the preceding text would be unnecessary. Whether cost sharing is 'optimal', and if so, which type and level of cost sharing, is investigated with theoretical and empirical models. Factors that affect the demand for insurance with actuarially fair premiums are on the one side risk aversion (positive effect) and on the other side the loading fee and moral hazard (negative effect). The considered models about 'optimal' health insurance abstract from externalities. Consequently, 'optimal' has a restricted meaning, namely 'optimal' on individual or family level and not on society level. Furthermore, it is assumed that health care is delivered against social costs and that consumers are well informed about the benefits of medical care. Finally, health care providers are supposed not to induce demand for health care.

With theoretical models a trade-off has been made between the 'cost' of financial risk and the loading fee. According to these models an insurance policy with a deductible, coinsurance or a combination of both is to be preferred. However, the usefulness of these outcomes is limited, because moral hazard is not incorporated in these models.

Researchers of the RAND Corporation have developed a simulation model that estimates the health care costs and the out-of-pocket expenditure for different types of cost sharing with various maximum amounts of out-of-pocket expenditure. An 'optimal' health insurance has been determined with the results of this simulation model. A trade-off has been made between the 'cost' of risk and moral hazard. The loading fee is not examined because this fee has a small effect on the 'optimal' health insurance compared to both other factors. With full coverage the 'cost' of risk is absent, but the cost of moral hazard is high. At the other extreme — no insurance — the 'cost' of risk is high, but the cost of moral hazard is absent. According to the simulation model, the 'optimal' health insurance policy has an initial deductible and subsequently coinsurance to a certain maximum amount of out-of-pocket expenditure.

Moreover, the same study, using the moral hazard effect from the RAND-experiment, investigated whether a deductible on individual or family level is optimal. The conclusion is that in general both the expected out-of-pocket expenditure and the variance of out-of-pocket expenditure are smaller for low individual deductibles than for family deductibles with the same expected moral hazard effect per person. According to this, an individual deductible is to be preferred.

Furthermore, the 'optimal' health insurance policy is determined for other levels of risk aversion and moral hazard. The level of risk aversion affects the 'optimal'

health insurance. With a higher level of risk aversion the 'optimal' policy — of those that were considered — has a deductible of  $f$  400. A lower level of risk aversion results in an initial deductible of  $f$  400 and subsequently a 25%-coinsurance to a maximum amount of out-of-pocket expenditure of  $f$  2000. A smaller moral hazard effect (a quarter, and a half of the 'original' effect) reduces the 'optimal' maximum amount of out-of-pocket expenditure. Nevertheless, this has no effect on the 'optimal' type of cost sharing, which remains an initial deductible and followed by coinsurance to a certain maximum amount.

Summarizing, both theoretical and empirical research demonstrate that 'optimal' health insurance has a type of cost sharing. These investigations presume, besides actuarially fair premiums, that, among others, people have no altruistic preferences. Therefore, 'optimal' health insurance applies to individual or family level. In the discussion about (compulsory) out-of-pocket payments in a 'social' health insurance like the Dutch sickness fund insurance also other arguments are used for and against cost sharing than those used for the determination of the 'optimal' health insurance. Arguments against cost sharing in a 'social' health insurance are the supposed crumbling of the solidarity between those in good and poor health, and possibly negative effects on health status. Therefore, it is a social problem whether (high compulsory) out-of-pocket payments are preferable for the low-income groups.